

长三角城市群协调发展：协商制的作用

范欣 陈泽宇*

内容提要：如何以城市群为依托构建大中小城市协调发展格局，是新征程中国经济高质量发展过程中亟待解决的关键问题。协商制作为一项重要的制度安排，有助于促进城市间的分工协作与要素跨区域流动，进而推动城市群协调发展，但目前尚缺乏经验证据。本文将简约式估计与量化空间一般均衡模型相结合，探讨了协商制对长三角城市群协调发展的影响效应及其内在机理。研究发现，协商制使上海市、浙江省与江苏省之间的人口流动成本分别下降 52.9%、49.7%和 44.9%，从而推动劳动力的空间再配置，使江浙沪两省一市间的实际收入差距下降 4.7%，进而为 2000–2010 年全国层面的区域协调发展贡献 3.91%。同时，协商制也使江浙沪两省一市乃至全国的居民福利分别上升 7.6%和 1.6%，实现区域层面的帕累托改进。针对统一大市场建设过程中可能出现的区域利益冲突，可通过将建设用地指标与各地常住居民数量变化相挂钩来提升区域内的整体福利水平。这项研究有助于各级政府深化对协商制的认识，为发挥协商制在城市群协调发展中的引领作用提供科学依据。

关键词：区域协调发展 协商制 统一大市场 长三角城市群 经济协调会

JEL 分类号：F15 I31 J61 O24 R11 R58

一、问题的提出

改革开放以来，中国经济以年均9.1%的速度增长，人均GDP超过一万美元，创造了“中国奇迹”。与此同时，区域发展不平衡问题已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“效率”（许宪春等，2021）。数据显示（如图1所示），近十余年里，我国东中西部区域发展平衡性逐步增强。作为我国经济高质量发展的重要抓手之一，城市群的协调发展水平也差异较大。其中，长三角城市群、珠三角城市群等城市群呈现出人均实际收入趋同化，且明显快于全国平均水平，而京津冀城市群则呈现出人均实际收入差距拉大的趋势。为此，党的十八大以来，以习近平同志为核心的党中央对区域协调不平衡问题予以高度重视，开始深入实施区域协调发展战略。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全国统一大市场建设乃至经济高质量发展的重要着力点。新征程上，如何以城市群为依托构建大中小城市协调发展格局已成为建设社会主义现代化强国的重大理论和实践问题之一。

* 范欣，中国人民大学经济学院、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，邮政编码：100872，电子邮箱：fanxin2020@ruc.edu.cn；陈泽宇（通讯作者），中国人民大学经济学院，邮政编码：100872，电子邮箱：rueczy@ruc.edu.cn。本研究得到国家社会科学基金一般项目（21BJL041）的资助。

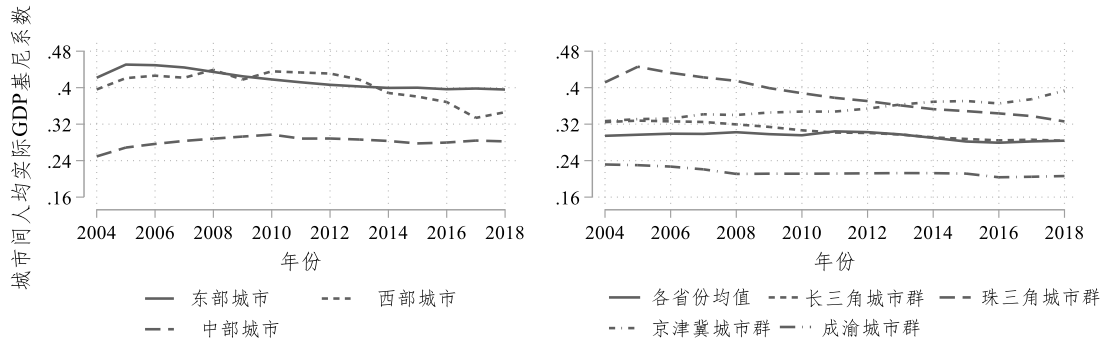


图 1 东中西部城市及代表性城市群的协调发展程度

注：该图以城市为单位计算人均实际GDP的基尼系数，以此对比我国东中西部城市及地区总产值最高的四大城市群（长三角城市群、珠三角城市群、京津冀城市群与成渝城市群）的协调发展程度。考虑到与城市群的可比性，本文在右图中计算出各省所辖城市的人均实际GDP基尼系数，并取其均值以反映全国的协调发展水平。

区域协调发展有赖于统一大市场的建立，而加快建设统一大市场的核心在于打破市场分割。然而，在户籍制度等制度性约束下，市场一体化进程受阻 (Dulleck et al., 2020; Tombe & Zhu, 2019; Young, 2000)。作为新发展格局的重要依托，长三角城市群已具备良好的市场基础，但也需要与之相适应的制度安排来实现高质量发展。协商制作为城市群合作发展的一项重要制度创新，在推动城市间合作发展方面不断进行尝试和探索。早在1997年长三角地区便成立“长江三角洲城市经济协调会”（简称“经济协调会”），重点聚焦“硬件”和“软件”两方面的议题。“硬件”方面重点加强交通、信息等基础设施建设，打造数字化网络化智能化的城市群基础设施体系，推动城市间互联互通；“软件”方面重点聚焦市场制度规则的统一，为城市间要素资源流动扫清制度障碍。不难看出，经济协调会已成为降低长三角城市群市场分割、促进城市间分工合作的重要推力，发挥着引领示范作用。从已有研究来看，学者们重在探讨协商制在促进经济发展方面的作用 (杨建坤和曾龙, 2020; 张学良等, 2017; 张跃, 2020)，鲜见定量评估协商制在促进区域协调发展方面的作用。

为此，本文将简约式估计与量化空间一般均衡模型相结合，定量评估了协商制在长三角城市群协调发展中的作用机制及其福利效应等。通过简约式估计发现：经济协调会对长三角劳动力市场一体化有显著促进作用，但对商品市场与资本市场的影响效果不明显。经济协调会有利于缩小长三角地区早期加入的城市间人均实际GDP差距，并促进经济总量与人口向更具发展优势的城市集聚。随着时间的推移，人口集聚将推动区域收入差距呈现出缩小趋势。这些基本结论不仅为长三角城市群“从集聚中走向平衡”提供了经验证据，也启发我们从人口流动与集聚的视角来考察经济协调会的协调发展效应。事实上，简约式估计的结果无法科学准确反映协商制的经济社会效应，为此本文采用量化空间均衡加以分析。借鉴Eaton & Kortum (2002)、Ahlfeldt et al. (2015) 和 (Tombe & Zhu, 2019) 等学者们的做法，本文构建了一个反映区域贸易与人口流动的量化空间一般均衡模型，并尝试着提出一种利用区域收入差距变化倒推流动成本变化的估计方法，从而估计出经济协调会对区域收入平衡的影响等价于使上海市、浙江省与江苏省之间的流动成本分别下降至原来的0.471、0.503与0.551。本文以此作为模型中外生变量的反事实变化来求解反事实均衡，估算出经济协调会对人口流动、人均实际收入、房价、人均公共支出等因素的影响。研究发现，经济协调会推动了劳动力空间再配置，人口重心向长三角城市群特别是上海市偏移。江浙沪两省一市和全国的人均实际收入分别提升2.7%和0.8%，区域收入差距分别下降4.69%和0.68%，2000–2010年间经济协调会的推进为全国省际收入差距缩小贡献了3.91%。同时，经济协调会使上海市、江苏省与浙江省的居民福利分别提升0.42%、11.97%与8.9%，全国居民福利提升1.62%。通过进一步模拟长三角劳动力市场一体化扩展至全国的潜在收益，发现各地建设用地面积与各地常住居民数量

相挂钩将有利于全国福利水平的提升。

本文建立在三方面文献的基础上,并对其有所拓展。第一,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”。目前,现有研究主要聚焦协商制推动经济增长(闫东升和孙伟, 2023)、创新发展(李璟和陈胜蓝, 2021; 闫东升等, 2022)、全要素生产率(郭家堂和刘亮, 2022; 张跃, 2020)、劳动生产率(张学良等, 2017)、产业结构升级(杨建坤和曾龙, 2020)等经济发展方面,但对促进区域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。

第二,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。随着贸易理论与空间经济学的发展,学者们尝试着将贸易与劳动力和经济活动的空间分布相结合来考察贸易自由化与要素自由流动的经济影响(Ahlfeldt et al., 2015; Allen & Arkolakis, 2014; Caliendo et al., 2019; Redding, 2016)。其中,部分学者强调了一国或地区内部流动成本的影响(Bryan & Morten, 2019; Donaldson, 2018)。需要说明的是,现有量化评估多为考察易于定量衡量的关税变动(Caliendo & Parro, 2015)或流动成本在一段时间内的总体变化(Tombe & Zhu, 2019)。由于流动成本的变动并不直观,考察单一制度安排对流动成本的影响在估计上面临挑战。为此,本文将简约式估计与量化空间一般均衡模型相结合,尝试着提出一种由区域实际收入差距倒推流动成本的估计方法来估算协商制对长三角城市群流动成本的等价影响,并在此基础上评估协商制的一般均衡效应与福利效应。

第三,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。从理论上讲,市场一体化带来的要素空间流动是平抑区域间要素价格差异的重要力量,将推动区域经济趋同(范剑勇和张雁, 2009)。若考虑集聚产生的规模经济效应,两者间的关系不再是单调的相关关系(Cerina & Mureddu, 2012; Dupont, 2007; Martin, 1999)。从经验研究来看,部分研究使用全国样本探讨集聚与平衡的关系(刘修岩, 2014; 罗富政和罗能生, 2019; 张治栋和吴迪, 2019),但忽略了统一大市场这一前提条件。部分学者对市场一体化与区域协调发展的关系进行描述性统计分析(陆铭等, 2019),但仍缺乏严格的定量证据。考虑到我国省份间与城市群内部区域收入平衡模式存在差异(陆铭等, 2019),本文从协商制入手,重点考察了协商制降低城市群内劳动力流动成本所产生的区域协调发展效应及其作用机制。

本文余下结构安排如下:第二部分介绍长三角地区协商制的背景,并通过简约式估计初步展示一些经验事实;第三部分是量化空间一般均衡模型的构建;第四部分对量化空间一般均衡模型的参数与初始值进行校准,并结合简约式估计计算经济协调会对流动成本的影响;第五部分进行反事实分析,考察经济协调会推动长三角城市群平衡发展过程中的一般均衡效应与福利效应;第六部分为主要结论和政策建议。

二、背景、数据与简约式估计

(一)长三角地区协商制的背景

改革开放以来,我国实现了从计划经济体制向市场经济体制、从封闭半封闭到全方位开放的历史性转变。在以贸易和资本的跨国流动为基本特征的全球化进程中,东部沿海地区凭借地理条件优势使出口导向型制造业得以迅速发展,区域间的分工与协作日益增强。回顾改革开放的发展历程,改革开放初期实行的财政包干制在给予地方政府较大的财政激励与自主权的同时,也加剧了地方政府保护本地企业、与本地企业合谋以藏匿利润的行为(Che & Qian, 1998; Li et al., 2003)。作为理性决策人,地方政府往往会采取“以邻为壑”的策略,成为了区域间分工合作的重要障碍,长三角地区出现了政府分割、民间合作的二元格局。^①伴随

^① 1982年12月,国务院提出由上海、浙江、江苏以及国家相关部委共同组建上海经济区规划办公室,主要用于协调区域发展。但在1984年后,上海经济区经历了多次扩容,增加了上海经济区内的协调成本。同时,

着改革开放的不断推进,沿海地区巨大的增长潜力与区域共赢发展的诉求使得长三角各地政府试图寻找新的制度安排来推动区际分工协作,协商制应运而生。

最初,长三角地区地方政府间的协商是一项小范围的非正式制度安排,旨在加强城市间的交流与沟通。1986年,宁波市、绍兴市、舟山市、台州市共同成立浙江四地市协作联谊会,这是协商制的早期形态之一。1992年,上海市、南京市、杭州市等14个城市召开长三角城市经济协作办主任联席会议,在打破区际行政分割、促进城市间合作等方面达成共识,标志着长三角地区政府协商机制正式启动(张学良等,2017)。1997年,长三角城市经济协作办主任联席会升级为由各省市市长参加的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》,建立起了区域协商的正式制度。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(详见表1)。

经济协调会成立后,成员城市定期召开市长联席会议,会议周期从最初两年召开一次缩短至每年召开一次。市长联席会议的参加者主要是各市的常务副市长或副市长,就国家重大区域战略、长三角城市合作等事宜进行交流讨论,共同部署下一年的城市合作工作(陈建军,2015)。依托经济协调会,长三角地区的成员城市签署了多项协议,先后实施了物流信息一体化、交通规划衔接、港口联动、人才规划编制、医保合作、金融合作等多个专题项目。在经济协调会成员组织的共同努力下,城市间交流与合作推动了城市群产业的分工协作和要素的自由流动(张学良等,2017)。以第四次城市经济协调会为例,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合作组织合作协议书》,在户籍制度和人才服务上作出多项重大调整,增强长三角地区高技能人才的流动性(罗小龙和沈建法,2008)。可以看出,经济协调会所推动的诸多政策安排本质上是在为长三角市场一体化创造重要的制度基础,通过区际交流基础设施建设降低运输成本、户籍制度的调整与公共服务的合作降低要素流动成本等,从而更好地推动长三角市场一体化进程。

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

(二)数据

鉴于对协商制的定量评估需要长三角各省份及其各城市在经济协调会建立前后的经济社会变量,本文为此构建了两套数据。

第一套数据是1995–2017年间长三角地区(包括上海市、江苏省、浙江省与安徽省等三省一市)城市级别的面板数据。这套数据可用于考察经济协调会对长三角地区市场一体化和地区间收入差距等的影响,还可用于估计经济协调会对长三角地区任意两个城市间人口数差距与实际GDP差距的处理效应,是量化空间模型中估计经济协调会推动流动成本下降幅度的基础数据。该数据主要来源于历年《中国城市统计年鉴》《上海统计年鉴》《江苏统计年鉴》《浙

财政分权下中央地博弈加剧弱化了上海经济区的作用,最终上海经济区规划办公室在1988年被撤销,使得长三角地区的协商合作失去了正式制度的基础。与此同时,伴随着乡镇企业的发展壮大,其跨区域合作不断深入。例如,为引入先进技术,部分苏南、浙北的乡镇企业采用“星期日工程师”的方式从上海聘请专家进行技术指导,参见张学良等(2019)。

江统计年鉴》《安徽统计年鉴》以及各地级市的统计年鉴。囿于数据可得性，本文剔除了芜湖市、马鞍山市等部分城市，最终保留了上海市、杭州市等36个城市样本。附录的附表1记录了城市选择的具体原因与调整方式，附表2汇报了主要变量的描述性统计。

第二套数据是长三角地区各省份2000年、2010年和2020年的经济人口变量，主要用于量化空间模型的数据校准与反事实估计。首先，该数据包含长三角地区各省份2000年、2010年和2020年的人口流动矩阵，该矩阵反映了各省份常住人口的户籍构成，数据来源于第五次、第六次与第七次全国人口普查数据。其次，该数据包含长三角地区各省份的贸易矩阵，该贸易矩阵反映了长三角地区不同省份间的贸易流量。在本文量化空间模型的反事实估计中，贸易矩阵仅需基期(2000年)的取值，但因数据缺失，本文使用李善同(2010)编著的《2002年中国地区扩展投入产出表》中2002年的数据代替。由于缺乏西藏自治区的数据，因此本文结构估计中均不包含西藏自治区。再次，该数据包含长三角地区各省份历年的建设用地面积，数据来源于历年《国土资源年鉴》。最后，该数据包含各省份历年人口数、人均实际GDP、CPI等变量，数据来源于《中国统计年鉴》及各省份的统计年鉴。

(三)简约式估计

利用长三角地区地区城市层面的面板数据，本文首先借助简约式估计提供了经济协调会促进长三角地区市场一体化进而推动城市群协调发展的初步证据。本文将长三角地区城市经济协调会的建立与扩容视为一项准实验，使用交叠双重差分法估计其处理效应。

1、协商制与长三角市场一体化

作为一项推动长三角一体化发展的重要制度安排，经济协调会对长三角市场一体化产生了多大程度的影响？本文尝试着为此提供经验证据。为了衡量长三角地区市场一体化程度，借鉴 Parsley & Wei(1996)的做法，我们采取相对价格法测算了长三角地区各城市历年的市场一体化指数(详见附录二)，并将标准化后的商品市场、劳动力市场与资本市场的一体化求取均值反映总体市场一体化程度。为了评估经济协调会对长三角市场一体化的影响效果，本文将长三角各城市的市场一体化指数作为被解释变量，采用 Callaway & Sant Anna(2021)提出的基于事件分析的修正方法(简称“CS 方法”)估计城市加入经济协调会对长三角市场一体化的处理效应。^①

表 2 汇报了经济协调会对处理组的平均处理效应(ATT)以及不同处理组的平均处理效应。其中，奇数列仅保留了以 2017 年前未曾受到处理的城市对作为对照组的 2×2DID，而偶数列中加入了那些以较晚受到处理的城市对(简称为“后处理组”)作为对照组、较早受到处理的城市对(简称为“先处理组”)作为处理组的 2×2DID。第(1)列与第(2)列的估计结果表明，经济协调会对总体的市场一体化程度没有影响。实际上，经济协调会的影响在不同类型的市场间存在异质性。从商品市场来看，第(3)列的结果表明，经济协调会不利于长三角商品市场一体化，但当第(4)列在更大范围内选择控制组时，处理效应有明显下降，且不再显著。究其原因，可能在于在追求 GDP 的锦标赛式晋升模式下，地方政府为追求自身短期利益最大化而采取“以邻为壑”的策略稀释了经济协调会的作用效果。从劳动力市场来看，第(5)列与第(6)列的结果表明，经济协调会提高了长三角劳动力市场一体化程度。根据第(4)列的估计值可知，经济协调会使得劳动力市场一体化指数提升了 0.023，相当于均值的 33%。值得注意的是，劳动力市场一体化程度的提高主要体现在 1997 年加入经济协调会的城市中。从资本市场来看，第(7)列与第(8)列的结果表明，经济协调会对资本市场一体化的作用效果

^① 由于长三角地区各城市加入经济协调会的时间不一，故存在多个处理时点，常采用经典多时点双重差分法进行估计。经典多时点双重差分法所估计的处理效应等价于多个 2×2DID 估计的处理效应的加权平均，但其中存在错误设定控制组的 2×2DID，从而扭曲估计结果(Goodman-Bacon, 2021)。为此，本文采用基于事件分析的修正方法，将经典多时点双重差分法还原为诸多 2×2DID，并在剔除其中错误设定的 2×2DID 后加总求得处理效应。在附录三中，本文使用 Goodman-Bacon(2021)提出的分解方法，讨论了使用经典多时点双重差分法估计经济协调会处理效应时存在的估计偏误。

不显著。本文在附录的附图 4 中分别提供了经济协调会对长三角不同市场一体化程度的动态处理效应，结论基本保持稳健。

表 2 经济协调会对市场一体化程度的处理效应

	总体市场一体化		商品市场		劳动力市场		资本市场	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
处理组的平均处理效应	-0.047 (0.063)	0.054 (0.056)	-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	-0.092 (0.083)	0.019 (0.056)	-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	-0.256** (0.109)	-0.136* (0.077)	-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	0.114*** (0.012)	0.139*** (0.025)	-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	0.601*** (0.183)	0.601*** (0.183)	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	0.000	0.000	2.838	2.838	0.069	0.069	0.045	0.045
CS方法	是	是	是	是	是	是	是	是
对照组包含“后处理组”	否	是	否	是	否	是	否	是
样本量	484	503	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对照组的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。

2、协商制与长三角城市群协调发展

城市间人均实际收入的趋同是协调发展的重要内容，本文尝试着估计经济协调会对长三角城市间收入差距的处理效应。首先，将长三角地区的城市进行两两配对，一共得到630个城市对，并计算出城市间人均实际GDP差距的绝对值、实际GDP总量差距的绝对值和人口数差距的绝对值。接下来，继续采用CS方法估计经济协调会对长三角城市间人均实际GDP差距、实际GDP差距与人口数差距的平均处理效应及其对不同处理组的平均处理效应。结果显示，经济协调会对长三角地区收入差距、总量差距和人口差距的影响主要体现在1997年加入经济协调会的城市中（详见附录四）。

为了更好地反映经济协调会的动态处理效应，本文在处理组中仅保留1997年组的样本，并构建如下动态效应回归方程：

$$Y_{i,j,t} = \alpha + \sum_{k=1995}^{2008} \beta^k \times Member_{i,j} \times I_t^k + X'_{i,j,t} \gamma + \eta_{i,j} + Prov_{i,t} + Prov_{j,t} + \varepsilon_{i,j,t} \quad (1)$$

其中， $Y_{i,j,t}$ 是被解释变量，包含城市*i*与城市*j*之间的人均实际GDP差距、实际GDP差距与人口数差距； $Member_{i,j}$ 是虚拟变量，若城市对中两个城市均于1997年加入经济协调会，则该变量取1，否则取0； I_t^k 是指代各年份的虚拟变量，2008年及以后的年份合并为一组，均由 I_t^{2008} 表示，本文以1996年为基期； $X_{i,j,t}$ 是一系列控制变量，包括城市间第三产业比重和资本劳动比的差距，以人均实际GDP差距和实际GDP差距为被解释变量的回归额外控制了就业人数差距，以人口数差距为被解释变量的回归额外控制了人口自然增长率差距； $\eta_{i,j}$ 是城市对的固定效应； $Prov_{i,t}$ 与 $Prov_{j,t}$ 分别是年份与城市*i*所在省份和城市*j*所在省份的交互固定效应； $\varepsilon_{i,j,t}$ 是随机误差项。

图2展示了动态效应估计的结果。在经济协调会成立初期，长三角城市间的实际GDP差距出现扩大的趋势，而人口数差距并没有明显变化，进而导致城市间人均GDP差距有所

扩大。随着长三角一体化进程的不断推进，城市间收入差距扩大的趋势减弱，而人口集聚现象日益明显，城市间收入差距呈现出缩小的趋势。不难看出，经济协调会带来的区域平衡是一种基于人口流动与集聚的平衡，这与区域平衡发展理论相一致。也就是说，当集聚程度较低时，市场一体化会加剧区域不平等的力量占据主导地位(刘修岩，2014)；当集聚达到一定程度时，经济开始向外扩散，促进区域平衡的力量逐渐占据主导地位，从而实现“在集聚中走向平衡”(范剑勇和张雁，2009；陆铭等，2019)。接下来，我们进一步讨论了经济总量与人口的集聚方向，发现长三角地区经济总量与人口朝向更具有地理区位优势或更高经济发展水平的城市集聚(详见附录四)。

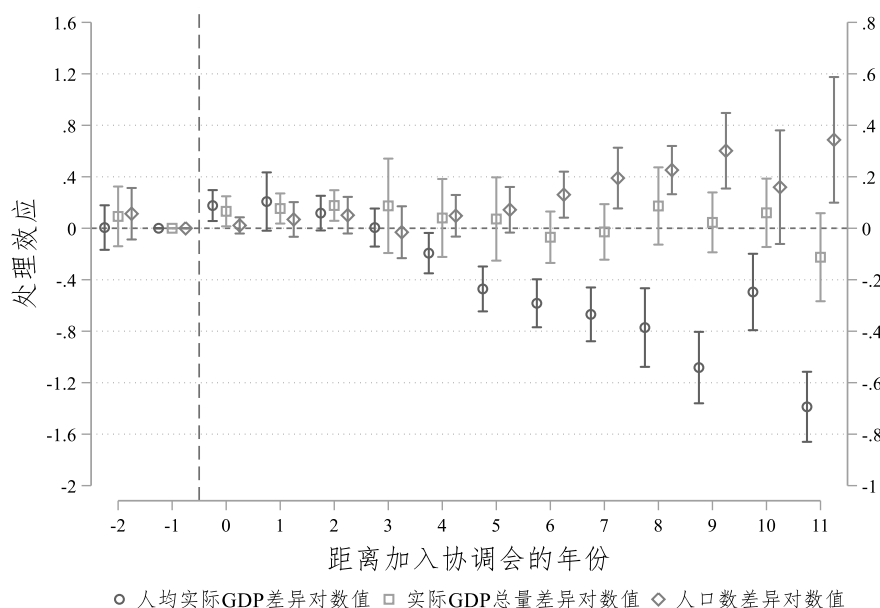


图2 经济协调会对1997年组的动态处理效应

注：该图反映了经济协调会对1997年组的动态处理效应，样本仅包含1997年组与样本期内未曾加入经济协调会的城市对，估计中以1996年为基期，将加入经济协调会11年及以上的样本合并为一期。图中汇报了各系数的点估计值及其90%置信区间，计算置信区间时使用双向聚类至城市对中两个城市的聚类稳健标准误。左轴对应人均实际GDP差异对数值受到的处理效应的大小，右轴对应实际GDP总量差异对数值与人口数差异对数值受到的处理效应的大小。

上述简约式估计为接下来的分析提供了三个重要结论：第一，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；第二，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；第三，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。这些结论将为后文量化空间模型的设定与估计奠定基础。在结构估计部分，本文将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，通过估计经济协调会对1997年组各城市间实际GDP总量差异和人口数差异的处理效应，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，并在一般均衡的框架下进行反事实分析，定量评估由此产生的各种经济影响与福利效应。

三、量化空间模型

与简约式估计相比，量化空间均衡分析具有如下三点优势：第一，量化空间均衡分析可以更加准确地评估区域一体化所产生的一般均衡效应和空间溢出效应；第二，量化空间均衡分析可以反映出居民福利的变化，并可在统一框架下对影响居民福利的不同因素进行定量比较；第三，量化空间均衡可以进行丰富地反事实模拟，从而评估全国统一劳动力市场的经济与福利效应。

接下来, 本文借鉴Eaton & Kortum (2002)、Ahlfeldt et al. (2015) 和Tombe & Zhu (2019) 的做法, 构建量化空间均衡模型来刻画中国省际劳动力流动以及省际与国际贸易。在模型中, 完全竞争的经济体由 $N + 1$ 个地区组成, 包含中国的 N 个省份, 并将其他国家视为一个整体, 不同地区通过 $i, j \in \{1, \dots, N + 1\}$ 表示。在本文中, 下标 ij 代表由地区 i 向地区 j 的商品出口或劳动力流动。^①

(一) 劳动力偏好与迁移决策

设定地区 j 有户籍劳动力 \bar{L}_j , 劳动力流动决策根据个人偏好、收入、流动成本等因素综合决定。假设从地区 i 流动至地区 j 的劳动力具有Cobb–Douglas形式的效用函数:

$$u_{ij} = \frac{\varepsilon_{ij} g_j^{\varphi_u}}{d_{ij} \mu_{ij}} \left(\frac{C_j}{\beta} \right)^\beta \left(\frac{S_j}{1 - \beta} \right)^{1 - \beta} \quad (2)$$

其中, C_j 和 S_j 分别表示劳动力对最终品和住房的消费, $\beta \in (0, 1)$ 用于衡量最终品的支出份额。为了刻画中国省份间公共服务的差异, 本文在效用函数中引入 g_j , 用于表示地区 j 的人均公共服务水平。 $\varphi_u > 0$ 用于衡量公共服务对居民效用的提升效果。 ε_{ij} 刻画了效用函数中随个体而异的部分。假设 ε_{ij} 独立同分布地服从于形状参数为 κ 的Fréchet分布: $F_\varepsilon(x) = e^{-x^{-\kappa}}$, 流动弹性 κ 越大, 表明个体间异质性越小。 $d_{ij} \geq 1$ 用于衡量劳动力跨地区流动时面临的非政策性成本, 主要包括地理距离等自然约束。 $\mu_{ij} \geq 1$ 用于衡量政策性成本, 即流动人口在非户籍所在地受到的各种制度性约束。假设其满足:

$$\mu_{ij} = \begin{cases} 1, & \text{若 } i = j \\ \mu_j > 1, & \text{若 } i \neq j \end{cases} \quad (3)$$

该假设意味着只有跨地区流动面临着额外的政策性成本; 同时, 考虑到中国各地的落户限制基本不与流动人口的原户籍挂钩, 在基准情形中, 本文假设跨地区流动的政策性成本与户籍所在地 i 无关。

给定地区 j 的名义工资水平、最终品价格与住房价格分别为 w_j 、 p_j 和 r_j^h , 则劳动力的预算约束为: $p_j C_j + r_j^h S_j \leq w_j$ 。根据Cobb–Douglas函数的性质, 可得劳动力的消费支出和住房支出为可支配收入的固定比例:

$$p_j C_j = \beta w_j \quad (4)$$

$$r_j^h S_j = (1 - \beta) w_j \quad (5)$$

将劳动力流动完成后地区 j 具有的劳动力数量记为 L_j , 则地区 j 的人均住房水平与人均公共服务水平分别为:

$$S_j = \frac{K_j^h}{L_j}, \quad g_j = \frac{G_j}{L_j^\chi} \quad (6)$$

其中, K_j^h 和 G_j 分别代表地区 j 的住宅用地总量与地方政府的公共支出, 本文将土地供给视为外生给定的变量。^② $\chi \in (0, 1)$ 则衡量了公共服务的排他性程度, 更大的 χ 意味着公共品具有更强的排他性(Fajgelbaum et al., 2018)。

将式(4)与式(5)代入居民的效用函数, 可得其间接效用函数:

^① 模型中部分等式的具体推导过程参见附录五。

^② 本文将地方政府的土地供给简化为住宅用地与工业用地供给, 其中工业用地供给在刻画企业生产时涉及。考虑到地方政府的土地出让数量需要限制在中央政府所批准的新增建设用地指标范围内, 本文在基础模型中将土地供给视为外生变量。而赵扶扬和陈斌开(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。由于基础模型不涉及中央政府行为, 因此地方政府两类土地出让数量的变化可视为外生变量。在反事实分析中, 本文将尝试进一步将中央政府的土地供给决策纳入模型, 以探讨在全国范围内进一步市场一体化的情况下土地供给的福利含义。

$$v_{ij} = \frac{\varepsilon_{ij} g_j^{\varphi_u}}{d_{ij} \mu_{ij}} W_j \quad (7)$$

其中 $W_j \equiv w_j/P_j$ 代表劳动力的实际工资， P_j 是地区 j 的价格指数，易证：

$$P_j \equiv (p_j)^\beta (r_j^h)^{1-\beta} \quad (8)$$

劳动者会根据自身的偏好，以自身效用最大化为目标。对于户籍所在地为地区 i 的居民而言，其流动决策是在所有地区 $j \in \{1, \dots, N\}$ 中选择目的地以实现 v_{ij} 的最大化。在存在大量居民的情况下，根据大数定律，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，即：

$$m_{ij} = \Pr \left\{ \frac{\varepsilon_{ij} g_j^{\varphi_u}}{d_{ij} \mu_{ij}} W_j \geq \max_{j'} \left\{ \frac{\varepsilon_{ij'} g_{j'}^{\varphi_u}}{d_{ij'} \mu_{ij'}} W_{j'} \right\} \right\} \quad (9)$$

利用Fréchet分布的性质，可以证明：

$$m_{ij} = \frac{\left[g_j^{\varphi_u} W_j / (d_{ij} \mu_{ij}) \right]^\kappa}{\sum_{j'=1}^N \left[g_{j'}^{\varphi_u} W_{j'} / (d_{ij'} \mu_{ij'}) \right]^\kappa} \quad (10)$$

根据式(10)，当某一省份具有更多的人均公共服务、更低的税率、更高的实际工资以及更低的流动成本时，将有更大比例的居民流动到该省份。同时，居民偏好的异质程度 κ 也对流动份额产生影响，当 $\kappa \rightarrow \infty$ ，即几乎不存在偏好异质性时，有 $m_{ii} \rightarrow 1$ ，此时劳动力的跨地区流动几乎不发生。

(二) 生产、贸易与商品价格

本文借鉴Caliendo & Parro (2015) 的做法，在生产中考虑中间品与最终品。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 ω 的企业具有Cobb–Douglas形式的生产函数：

$$y_i^\omega = z_i^\omega G_i^{\varphi_p} (L_i^\omega)^\alpha (S_i^\omega)^\sigma (Y_i^\omega)^{1-\alpha-\sigma} \quad (11)$$

其中， L_i^ω 、 S_i^ω 和 Y_i^ω 分别代表地区 i 生产商品 ω 所使用的劳动力、工业用地与最终品投入，生产中的土地投入来源于地区 i 的地方政府供给的工业用地 K_i^p 。 $\alpha \in (0,1)$ 和 $\sigma \in (0,1)$ 分别用于衡量生产中劳动力与土地的产出弹性， $\varphi_p > 0$ 则用于衡量政府的公共支出对生产的外部性。 z_i^ω 用于刻画地区 i 生产商品 ω 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 θ 的Fréchet分布： $F_z(x) = e^{-T_i x^{-\theta}}$ 。每个企业的生产率为当地生产率分布的一个实现值，因此，参数 T_i 刻画了地区 i 的平均生产率水平，而参数 θ 衡量了地区 i 企业生产率的异质性。

地区 i 的企业以工资 w_i 雇佣劳动力，以价格 r_i^p 购买土地，并以最终品的价格 P_i 购买最终品。通过求解企业的成本最小化问题，可以得到单位投入束的成本为：

$$c_i = \alpha^{-\alpha} \sigma^{-\sigma} (1 - \alpha - \sigma)^{\alpha+\sigma-1} w_i^\alpha (r_i^p)^\sigma P_i^{1-\alpha-\sigma} \quad (12)$$

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

$$p_i^\omega = \frac{c_i}{z_i^\omega G_i^{\varphi_p}} \quad (13)$$

该成本同时也是一单位中间品 ω 的本地价格。

最终商品是所有中间品的CES加总，即：

$$Y_i = \left[\int_0^1 (y_i^\omega)^\frac{\eta-1}{\eta} d\omega \right]^\frac{\eta}{\eta-1} \quad (14)$$

其中， η 刻画了中间品在投入中的替代弹性。生产最终商品时投入的中间品既可以来源于本地的生产，也可以来源于向其他地区的进口，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。

跨地区的中间品贸易面临一定的贸易成本，本文使用冰山成本进行刻画 (Samuelson, 1954)：假设从地区*i*出口 τ_{ij} 单位商品时 ($\tau_{ij} \geq 1$ 且 $\tau_{ii} = 1$)，只有1单位商品最终到达地区*j*，因此 τ_{ij} 越大则意味着地区*i*与地区*j*之间的贸易成本越大。当贸易成本存在时，地区*i*向地区*j*的出口价格为 $\tau_{ij}p_i^\omega$ 。地区*j*对中间品 ω 的进口决策即在所有地区*i* $\in \{1, \dots, N+1\}$ 中选择价格最低者。当存在大量生产企业时，根据大数定律，地区*j*选择向地区*i*进口中间品 ω 的贸易份额为：

$$\pi_{ij} = \Pr \left\{ \frac{\tau_{ij}c_i}{z_i^\omega G_i^{\varphi_p}} \leq \min_{i'} \left\{ \frac{\tau_{i'j}c_{i'}}{z_{i'}^\omega G_{i'}^{\varphi_p}} \right\} \right\} \quad (15)$$

根据Fréchet分布的性质，可以证明：

$$\pi_{ij} = \frac{T_i(\tau_{ij}c_i)^{-\theta} G_i^{\varphi_p \theta}}{\sum_{i'=1}^{N+1} T_{i'}(\tau_{i'j}c_{i'})^{-\theta} G_{i'}^{\varphi_p \theta}} \quad (16)$$

由于假设了某一地区内生产不同中间品的企业具有相同的生产率分布，因此 π_{ij} 同时也是地区*j*向地区*i*进口所有中间品的贸易份额。此外，可以证明得出地区*j*最终品的价格为：

$$p_j = \gamma \left[\sum_{i=1}^{N+1} T_i(\tau_{ij}c_i)^{-\theta} G_i^{\varphi_p \theta} \right]^{\frac{1}{\theta}} \quad (17)$$

其中 γ 是一个常数。

(三) 市场出清

定义地区*i*对最终品的总支出为 X_i ，则地区*j*的总产出为：

$$R_j = \sum_{i=1}^{N+1} \pi_{ji} X_i \quad (18)$$

地区*j*对最终品的需求来源于三个部分：居民的消费、企业生产中间品的投入以及政府公共支出，因此地区*j*的总支出可以表示为：

$$X_j = \beta w_j L_j + (1 - \alpha - \sigma) R_j + p_j G_j \quad (19)$$

式(18)与式(19)构成了市场出清条件。

政府公共支出来源于其出让住宅用地与工业用地的收入，于是有：

$$p_j G_j = r_j^h K_j^h + r_j^p K_j^p \quad (20)$$

另外，根据中间品Cobb–Douglas生产函数的性质，可以得到地区*j*的总劳动报酬以及工业用地成本分别为：

$$w_j L_j = \alpha \sum_{i=1}^{N+1} \pi_{ji} X_i \quad (21)$$

$$r_j^p K_j^p = \sigma \sum_{i=1}^{N+1} \pi_{ji} X_i \quad (22)$$

(四) 反事实均衡

经济协调会通过降低长三角城市间的流动成本进而推动长三角市场一体化进而，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 $\{\mu_{ij} | i, j \in \{1, \dots, N\}\}$ 被一组新的反事实流动成本 $\{\mu'_{ij} | i, j \in \{1, \dots, N\}\}$ 所替代，本文尝试定量估计这一反事实变动对各变量的影响。根据 (Dekle et al., 2008) 的思路，本文并非直接求解某一组流动成本下的均衡，而是求解流动成本由 μ_{ij} 向 μ'_{ij} 变化时，各变量的相对变动。该方法称为“精确帽代数 (Exact Hat Algebra)”，

具体而言，假设某一变量在基准情形和反事实情形下的均衡取值分别为 x 和 x' ，则定义 $\hat{x} \equiv x'/x$ 代表该变量的相对变化，通过求解变量相对变化所组成的一系列均衡条件，可以简化量化空间模型校准与估计的难度。

鉴于该方法在使用量化空间模型的研究中较为常见，本文将关键内生变量的相对变化汇报在附录中，并在附录六中简述了解反事实均衡的算法思路，此处仅展示总体的劳动力实际收入的相对变化和居民总体福利的相对变化。反事实均衡下，总体的劳动力实际收入的相对变化为：

$$\widehat{W} = \frac{\sum_i \omega_i \widehat{w}_i \widehat{L}_i}{\sum_i v_i \widehat{L}_i} \quad (23)$$

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 $v_i \equiv L_i / \sum_i L_i$ 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：

$$\widehat{V}_i = \widehat{m}_{ii}^{-1/\kappa} \widehat{g}_i^{\varphi_u} \widehat{W}_i \quad (24)$$

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：

$$\widehat{V} = \sum_i \zeta_i \widehat{m}_{ii}^{-1/\kappa} \widehat{g}_i^{\varphi_u} \widehat{W}_i \quad (25)$$

其中 $\zeta_i \equiv m_{ii}^{-1/\kappa} g_i^{\varphi_u} W_i L_i / (\sum_i m_{ii}^{-1/\kappa} g_i^{\varphi_u} W_i L_i)$ 。

四、模型校准与流动成本变化的估计

在本文的量化空间均衡模型中，贸易成本反映了商品市场分割程度，流动成本则反映了劳动力市场分割程度。上文中简约式估计的经验证据表明，经济协调会显著促进了长三角地区劳动力市场一体化，但对商品市场与资本市场的一体化影响效果不显著，因此本文将经济协调会视为一项降低流动成本的制度安排，并以2000年的现实情形为基准，考察经济协调会降低长三角地区流动成本所得反事实情形下各内生变量的相对变化，以期较为全面地反映长三角地区协调发展过程中产生的一般均衡效应及福利影响。

反事实分析需要校准模型中必要的参数与特定变量在基准情形下的取值，并估计出经济协调会在多大程度上降低了流动成本。表3汇总了参数与变量基准值的校准结果，其中流动弹性与贸易弹性的估计将在下文详细说明，公共支出对居民效用与生产的外部性将在校准流动弹性的过程中求得。鉴于2000年城镇居民家庭消费性支出中非住房支出占比为89.99%，因此本文取居民对最终品的支出份额 β 为0.9。根据《中国国内生产总值核算历史资料》提供的各省份收入法生产总值构成项目，可计算出2000年的劳动者报酬占比为0.49，因此本文取劳动产出弹性 α 为0.49。借鉴赵扶扬和陈斌开(2021)的做法，本文取土地产出弹性 σ 与公共品的拥挤参数 χ 分别为0.1和0.5。

求解反事实均衡需要基准情形下的流动份额、贸易份额、各省户籍人口数与各省总产出。基准情形下各省的总产出来源于对基准情形下模型均衡的求解，求解思路与附录六中简述的反事实均衡的求解思路一致，只需令内生变量的相对变化均取1。其余区域结构变量直接从统计资料中获得。

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
κ	居民偏好的异质性(流动弹性)	1.1

θ	企业生产率的异质性(贸易弹性)	4
φ_u	公共支出对居民效用的外部性	0.087
φ_p	公共支出对生产的外部性	0.087
β	居民对最终品的支出份额	0.9
α	劳动产出弹性	0.49
σ	土地产出弹性	0.1
χ	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
π_{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

(一) 流动弹性与贸易弹性的校准

1、流动弹性

本文使用省际流动份额数据估计流动弹性 κ 。假设地区间流动所面临的由自然因素导致的迁移成本 d_{ij} 是地区 i 与地区 j 之间地理距离的函数，即 $d_{ij}^{-\kappa} = \bar{d} \text{Distance}_{ij}^{-\rho}$ ，代入式(10)可得：

$$\frac{m_{ij}}{m_{ii}} = \frac{[g_j^{\varphi_u} W_j / \mu_{ij}]^{\kappa} \bar{d} \text{Distance}_{ij}^{-\rho}}{[g_i^{\varphi_u} W_i]^{\kappa}} \quad (26)$$

对上式等号两边求对数，可得：

$$\ln \frac{m_{ij}}{m_{ii}} = \varphi_u \kappa \ln g_j + \kappa \ln W_j + \ln \bar{d} - \rho \ln \text{Distance}_{ij} - \kappa \ln \mu_{ij} - \varphi_u \kappa \ln g_i - \kappa \ln W_i \quad (27)$$

为此，本文构造如下回归方程：

$$\ln \frac{m_{ij}}{m_{ii}} = v + \varphi_u \kappa \ln g_j + \kappa \ln W_j - \rho \ln \text{Distance}_{ij} + \varrho_i + \epsilon_{ij} \quad (28)$$

其中，固定效应 $\varrho_i \equiv -\varphi_u \kappa \ln g_i - \kappa \ln W_i$ ，误差项 $\epsilon_{ij} \equiv -\kappa \ln \mu_{ij}$ 。考虑到经济发达地区往往具有更强的落户限制，导致误差项 ϵ_{ij} 可能与 W_j 存在相关性，因此本文参考Tombe & Zhu (2019)的思路，以地区 j 与其他地区的地理距离的倒数为权重，将其他地区实际收入的加权平均值作为 W_j 的工具变量，并进行两阶段最小二乘估计。

表4展示了估计的结果。第(1)列与第(2)列使用OLS估计，分别采用2000年的截面数据与2010年的截面数据。在第(3)列至第(6)列中，本文均使用其他地区实际收入的加权平均值作为工具变量。其中，第(3)列与第(4)列仍使用截面样本；第(5)列将2000年与2010年的截面合并为面板数据，并控制了时间固定效应；在第(5)列的基础上，第(6)列额外控制了居住地的固定效应，从而部分吸收误差项中的制度性流动成本。在一系列不同的模型设定下，本文对参数 κ 的估计范围从1.1提高至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 κ 取值为1.1，附录汇报 κ 不同取值时的反事实估计结果。

与现有研究相比，参数 κ 的校准结果相对较小。例如，Tombe & Zhu (2019)估计中国的流动弹性大约为1.6，Ahlfeldt et al. (2015)估计德国的流动弹性大约为7，Bryan & Morten (2019)估计美国与印度尼西亚的流动弹性大约为3。实际上，除了政府支出一项，Tombe & Zhu (2019)的估计方程与本文的设定基本一致，且同样使用了2000年的样本。因此，本文 κ 的校准值偏低的原因可能是政府公共支出与收入水平具有较强的正相关性，控制政府公共支出将吸收人均收入对相对流动份额的部分正效应。本文在附录的附表10中汇报了未加入政府公共支出的估计结果，其中第(1)列至第(5)列中 κ 的估计值均显著高于表4的估计结果，而第(6)列的估计值则与表4不存在统计上显著的差异，这也在一定程度上支持了第(6)列估计结果的稳健性。

此外，根据第(6)列人均收入与政府支出的估计系数，可求得公共支出对生产的外部性

参数 φ_p 为0.087。考虑到本文数据无法估计公共支出对居民效用的外部性参数，本文借鉴赵扶扬和陈斌开(2021)的做法，设定 φ_u 与 φ_p 取值相同。结果显示，本文的参数校准结果与现有研究较为接近，如赵扶扬等(2017)对 φ_p 的估计值为0.074，Baxter & King(1993)对 φ_p 的估计值则为0.05。

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 ²	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”均取其倒数。

2、贸易弹性

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。估计贸易弹性的关键在于对贸易成本进行衡量，Eaton & Kortum(2002)认为，同一商品在不同国家的价格差异反映了贸易成本的大小，因此他们使用两国间50种贸易品相对价格的次最大值来反映贸易成本，并估计出贸易弹性为8.28。而Simonovska & Waugh(2014)指出，仅仅考虑50种贸易品可能低估贸易成本，从而高估了贸易弹性，作者使用了一种基于模拟的矩估计方法求得贸易弹性范围为2.79至4.46。Caliendo & Parro(2015)提出了一种更加准确的衡量方法，通过对贸易成本的构成施加一些并不严格的假设，可以在估计中消除贸易成本中不可观测的部分，仅保留可由双边关税所定量衡量的部分。使用这种基于关税的方法，作者估计出各部门总体的贸易弹性为4.55。Tombe(2015)使用了类似的方法，估计得到农业部门与非农业部门的贸易弹性分别为4.06和4.63。

不同于国家之间，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 θ 为4，并在附录中汇报 θ 不同取值时的反事实估计结果。

(二)流动成本变化的估计

本节旨在估计经济协调会对长三角地区劳动力流动成本的降低程度。根据式(10)，有：

$$\frac{m_{ij}}{m_{ii}} = \frac{[g_j^{\varphi_u} W_j / (d_{ij} \mu_{ij})]^{\kappa}}{[g_i^{\varphi_u} W_i]^{\kappa}} \quad (29)$$

将等号两边对j求和，可得：

$$\frac{1}{m_{ii}} = \sum_j \frac{[g_j^{\varphi_u} W_j / d_{ij} \mu_{ij}]^{\kappa}}{[g_i^{\varphi_u} W_i]^{\kappa}} \quad (30)$$

考虑变量的相对变化，可以证明：

$$\frac{1}{\hat{m}_{ii}} = m_{ii} + \sum_{j \neq i} \left(\frac{\hat{W}_j}{\hat{W}_i} \right)^\kappa \hat{\mu}_{ij}^{-\kappa} m_{ij} \quad (31)$$

由此，若已知基准情形下各地区间的流动份额 m_{ij} 、本地居民份额的反事实变化 \hat{m}_{ii} 、地区间相对实际收入的反事实变化 \hat{W}_j/\hat{W}_i 以及衡量居民偏好异质性的参数 κ ，则通过求解式(31)代表的 N 个方程所组成的线性方程组，可以求得各地流动成本的反事实变化 $\{\hat{\mu}_1, \dots, \hat{\mu}_N\}$ 。

1、省份间相对实际收入的反事实变化

简约式估计的结果表明，经济协调会对区域差距的影响主要集中在1997年成立初加入的15个城市，因此仅覆盖江苏省与浙江省的部分地区。由于本文结构估计在省级层面进行，因此需要将城市级别的影响加总至省级。为此，本文逐一以这15个城市形成的105组城市对为处理组，使用CS方法估计出每一组城市对的实际GDP总量差异、人口数差异受到的处理效应。由于2008年全球金融危机出现，同时中央对长三角一体化出台了相关意见和政策，使用全样本可能会引入更多混淆因素，因此估计流动成本时本文更倾向于使用2010年前的样本。附表11与附表12汇报了所有的回归结果，由于估计中以城市对变量对数值之差的绝对值作为被解释变量，因此在加总时本文根据两城市基期的变量大小关系，判断去除绝对值符号后处理效应的方向。出于稳健性考虑，本文也汇报了使用全样本估计的结果，并与2020年的人口普查数据结合。附录中汇报了相应的反事实估计结果。

在估计出各城市对的处理效应后，本文按照如下方法进行加总。假设省份 i 一共有 M 个城市，用 $m \in \{1, \dots, M\}$ 表示；省份 j 一共有 N 个城市，用 $n \in \{1, \dots, N\}$ 表示。将省份 i 与省份 j 的实际GDP总量表示为 Y_i 和 Y_j ，人口总量表示为 L_i 和 L_j ，则有 $W_i = Y_i/L_i$ 和 $W_j = Y_j/L_j$ 。再将省份 j 中各城市的实际GDP总量和人口数表示为 Y_j^n 和 L_j^n ，省份 i 同理，可得 $Y_j = \sum_{n=1}^N Y_j^n$ 和 $L_j = \sum_{n=1}^N L_j^n$ ，于是有：

$$\hat{Y}_j = \frac{\sum_{n=1}^N (Y_j^n)'}{\sum_{n=1}^N Y_j^n} = \sum_{n=1}^N \omega_j^n \hat{Y}_j^n \quad (32)$$

$$\hat{L}_j = \frac{\sum_{n=1}^N (L_j^n)'}{\sum_{n=1}^N L_j^n} = \sum_{n=1}^N v_j^n \hat{L}_j^n \quad (33)$$

其中， $\omega_j^n \equiv Y_j^n / \sum_{n=1}^N Y_j^n$ 与 $v_j^n \equiv L_j^n / \sum_{n=1}^N L_j^n$ 分别代表基准情形下城市 n 的GDP总量和人口总量在省份 j 中的比重。同理，省份 i 可以求得类似的表达式。

若 $M = 1$ ，即省份 i 只有一个城市时，有：

$$\frac{\hat{W}_j}{\hat{W}_i} = \frac{\hat{Y}_j/\hat{Y}_i}{\hat{L}_j/\hat{L}_i} = \frac{\sum_{n=1}^N \omega_j^n (\hat{Y}_j^n/\hat{Y}_i)}{\sum_{n=1}^N v_j^n (\hat{L}_j^n/\hat{L}_i)} \quad (34)$$

通过分别估计上海市与江苏省和浙江省两省各城市的实际GDP之比的对数值受到的处理效应，可以估计出 Y_j^n/Y_i 的反事实变化，易证其等价于 \hat{Y}_j^n/\hat{Y}_i 。同理，可估计出相应城市对的 L_j^n/L_i 的反事实变化。若省份 j 的某一城市 n 不属于1997年加入经济协调会的城市，则视为未受到处理效应， \hat{Y}_j^n/\hat{Y}_i 与 \hat{L}_j^n/\hat{L}_i 均取1。^①将各城市对相对实际GDP与相对人口数的反事实变化代入式(34)，即可分别计算出上海市与浙江省、上海市与江苏省的相对实际收入的反事实变化。

若 $M > 1$ ，可以证明有：

$$\frac{\hat{W}_j}{\hat{W}_i} = \frac{\sum_{m=1}^M \sum_{n=1}^N (\omega_j^n / \omega_i^m) (\hat{Y}_j^n / \hat{Y}_i^m) \xi_i^m}{\sum_{m=1}^M \sum_{n=1}^N (v_j^n / v_i^m) (\hat{L}_j^n / \hat{L}_i^m) \zeta_i^m} \quad (35)$$

^① 此处假设经济协调会对两个城市并非均为成员城市的城市对不产生影响。然而，考虑到溢出效应的存在，这一假设未必合理。本文在附录四与附表5对其溢出效应进行了讨论，发现影响不大，且不具有统计意义上的显著性。因此，本文在加总城市级别影响时予以忽略。

其中参数 $\xi_i^m \equiv \omega_i^m \hat{Y}_i^m / \sum_{m=1}^M \omega_i^m \hat{Y}_i^m$ 且 $\zeta_i^m \equiv v_i^m \hat{L}_i^m / \sum_{m=1}^M v_i^m \hat{L}_i^m$, 为了估计这两个参数, 本文分别估计了经济协调会对1997年加入经济协调会的15个城市的实际GDP总量与人口总数的处理效应。同上, 若城市对中两个城市并非均为经济协调会成员, 则 $\hat{Y}_j^n / \hat{Y}_i^m$ 与 $\hat{L}_j^n / \hat{L}_i^m$ 均取1。

表5汇报了将城市级别的处理效应加总至省级后的结果。由2010年前样本估计的结果表明, 经济协调会使江苏省与上海市的人均实际GDP之比提升了7.1%, 浙江省与上海市的人均实际GDP之比提升了0.8%, 江苏省与浙江省的人均实际GDP之比提升了1.9%。在2000年两省一市的人均实际GDP中, 上海市最大, 江苏省最小, 因此上述估计结果表明经济协调会缩小了两省一市间的人均实际GDP差距。在使用全样本估计时, 省份间人均实际GDP差距的缩小更加明显。值得注意的是, 与前文使用城市对的简约式估计结果相比, 省际差距的变化幅度明显较小。由于简约式估计既包含了对分属不同省份的城市间收入差距的影响, 又包含了对一省内部不同城市间收入差距的影响, 因此该结果也反映了经济协调会对区域平衡的促进更多地体现在一省内部。

表5 上海市、江苏省与浙江省相对实际收入的反事实变化

省份 <i>j</i> 与省份 <i>i</i> 相对实际收入的反事实变化 \hat{w}_j / \hat{w}_i	<i>i</i> =上海市	<i>i</i> =江苏省	<i>i</i> =浙江省
由2010年以前的样本估计:			
<i>j</i> =上海市	1	0.934	0.992
<i>j</i> =江苏省	1.071	1	1.019
<i>j</i> =浙江省	1.008	0.981	1
由全样本估计:			
<i>j</i> =上海市	1	0.901	0.976
<i>j</i> =江苏省	1.110	1	1.027
<i>j</i> =浙江省	1.025	0.974	1

注: 省份间相对实际收入的反事实变化由各城市对的反事实变化按照式(34)与式(35)加总得到。“由2010年以前的样本估计”是指估计各城市对处理效应时仅使用2010年前的样本, 从而减少由全球金融危机与中央区域规划带来的混淆因素。

2、省际流动成本的反事实变化

由于流动份额的数据仅能从省级的人口普查数据中获得, 因此无法准确估计经济协调会对上海市、江苏省与浙江省本地居民比重的处理效应 \hat{m}_{ii} 。为此, 本文将样本期内上海市、江苏省与浙江省本地居民比重的现实变化直接视为经济协调会的影响效应。例如, 在使用2010年以前的样本估计时, 本文将两省一市2010年的本地居民比重减去2000年的本地居民比重, 以此作为对 \hat{m}_{ii} 的估计, 表6汇报了该结果。由于经济协调会主要影响两省一市, 因此其他省份本地居民比重的反事实变化均取1, 其他省份间以及其他省份与两省一市的相对实际收入的反事实变化也均取1。此外, 鉴于经济协调会是一个促进长三角地区区域一体化的组织, 因此本文设定流动至两省一市外其他省份的成本不变, 即若*j*为其他省份, 则 $\hat{\mu}_{ij}$ 取1; 此外, 上海市、江苏省与浙江省的流动成本变化仅限于三者之间, 即若*i*为其他省份, 则 $\hat{\mu}_{ij}$ 也取1。将本地居民比重的反事实变化 \hat{m}_{ii} 与省份间相对实际收入的反事实变化 \hat{w}_j / \hat{w}_i 代入式(31), 通过求解式(31)形成的线性方程组, 可以求得上海市、江苏省与浙江省流动成本的反事实变化。

表6汇报了不同估计样本以及不同流动弹性取值下的估计结果。所有的估计结果均小于1, 表明经济协调会降低了上海市、江苏省与浙江省之间的流动成本。当使用2010年以前的样本并取 κ 为1.1时, 在量化空间均衡模型中, 经济协调会对长三角区域协调发展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%。在后文的反事实估计中, 本文将详细考察这一外生变化所产生的经济影响与福利效应。

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，本文将样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。

五、反事实分析

在估计出流动成本的反事实变化后，接下来将重点考察协商制的经济影响与福利效应。在反事实均衡中，本文设定中央政府的土地供给、各地企业的平均生产率以及省际贸易成本保持不变，即 $\hat{K}_i^p = \hat{K}_i^h = \hat{T}_i = \hat{\tau}_{ij} = 1(\forall i, j)$ ，流动成本是唯一变化的外生变量，因此反事实分析主要是探讨流动成本下降的影响。在本节中，流动弹性 κ 取 1.1，贸易弹性 θ 取 4，流动成本的变化使用表 6 中以 2010 年前的样本估计得到的结果。为了说明本文的定性结论不依赖于参数的具体取值，附录的附表 13 与附表 14 中汇报了不同参数值下的反事实估计结果。此外，本文将表 6 中使用全样本估计得到的结果作为流动成本的反事实变化，求解反事实均衡，并在附表 15 中汇报了该反事实均衡下各内生变量的相对变化。

(一) 人口流动效应与经济影响

表 7 汇报了部分变量的相对变化。当经济协调会推动上海市、江苏省与浙江省间的省际流动成本下降时，其人口分布发生了明显变化，上海市的常住居民数量增加 16.92%，江苏省与浙江省的常住居民数量则分别下降 5.12%与 3.24%，呈现出人口向经济更加发达的地区集聚的现象。随着人口的大量流入，上海市的劳动力市场供给增加，生产中要素边际产出递减推动了劳动力报酬下降。据估计，上海市的人均实际收入下降了 3.11%；而随着人口流出，江苏省与浙江省的人均实际收入分别上升了 0.88%和 0.62%。因此，人口的流动促进了长三角地区两省一市实际人均收入的趋同，这与前文简约式估计得到的结论一致，也与现有研究结论基本一致(Aksu et al., 2022; Caliendo et al., 2021; Dustmann et al., 2017; Tombe & Zhu, 2019)。在长三角地区劳动力空间再配置的过程中，整体的人均实际收入提升了 2.7%，反映出劳动要素得到了更加有效地配置。

尽管流动成本的下降仅发生在江浙沪内部，但其产生的一般均衡效应也会影响其他省份居民的移民决策。随着人口的优化配置提升了江浙沪的人均实际收入，其他省份流出至江浙沪的人口增加了 0.138%，同时其他省份的人均实际收入增长了 0.016%。从全国层面来看，人均实际收入增加了 0.80%。在这一过程中，江浙沪与全国的区域收入差距均有所下降，江浙沪整体的省际基尼系数由 0.208 下降至 0.198，区域收入差距下降了 4.69%；全国的省际基尼系数则由 0.312 下降至 0.31，区域收入差距下降了 0.68%。由于 2010 年全国省际基尼

系数为 0.258，因此本文估计表明经济协调会所推动的长三角一体化为全国层面的区域协调发展平衡贡献了 3.91%。表 7 提供了以泰尔指数衡量的测算结果，定性结论保持一致。

在人口集聚的过程中，房价成为抑制人口流动的重要力量。在反事实均衡下，上海市的房价上涨了 12.55%，而江苏省与浙江省的房价分别下降了 5.07% 和 3.45%，地区间的房价差距明显扩大。这一现象与模型设定密切相关，由于人口流入增加了上海市居民对住房的需求，而本文反事实估计中假定地方政府的商住用地供给保持不变，因此加剧了上海市住房市场的供不应求，推动房价上涨。实际上，这一假设与中国的现实情形是相契合的。2003 年以来，中央政府在新增建设用地指标的分配上向中西部地区倾斜(陆铭等，2015)，导致东部省份的新增商住用地不足以满足大量人口流入的需要，从而使东部省份出现了快速的房价上涨，并抑制了劳动力流动(张莉等，2017)。与房价相反，地方政府的公共支出推动了人口集聚。在人口集聚过程中，上海市的人均公共支出增加了 9.75%，江苏省与浙江省的人均公共支出则分别减少 3.53% 和 2.34%。^①

最后，本文考察了劳动力市场与商品市场的联动关系，劳动力市场一体化通过影响生产中的投入成本进而引发省际贸易格局的变化。大量人口的流入使上海市的劳动力价格下降，从而提升了上海市商品的竞争力；而人口流出则提升了江苏省与浙江省的劳动力价格，使其商品竞争力减弱。因此，上海市更多地消费本地商品，江苏省与浙江省则更多地向上海市进口商品。据估计，上海市的本地贸易份额增加了 2.78%，而江苏省与浙江省则分别下降 0.52% 与 0.48%。其他省份贸易份额的变化微小，因此流动成本下降对商品市场产生的一般均衡效应基本限于江浙沪内部。

值得一提的是，在各变量上，其他省份的变化幅度均明显小于上海市、江苏省和浙江省，这反映了流动成本的变化是推动人口空间再配置与区域收入平衡的最关键因素。相比之下，其产生的一般均衡效应较小，这也在一定程度上佐证了前文估计中忽略经济协调会溢出效应这一做法的合理性。

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。

^① Caliendo et al. (2021) 等将人均公共支出定义为政府公共支出与人口数之比，这一假设等价于令本文参数 χ 取 1。在本文模型中，人均公共支出的反事实变化为 $\hat{g}_j = \hat{w}_j \hat{L}_j^{1-\chi} / \hat{p}_j$ ，若 χ 取 1，则人均公共支出的反事实变化等于按最终品价格平减的人均实际收入的反事实变化。由于人口流入导致上海市人均实际收入下降，因此将得出上海市公共服务变得拥挤的结论。然而，当考虑公共品的外部性(即 $\chi < 1$) 时， \hat{g}_j 中 \hat{L}_j 一项得以保留，此时人口流入对人均公共服务产生两方面影响：一方面，人口流入降低人均实际收入，从而减少人均公共品；另一方面，人口流入增加了地方政府的总收入，因而地方政府有更大的公共支出总额，外部性的存在使得人均公共品增加。因此，人口流入对人均公共品的影响取决于两方面影响的大小。本文在附图 5 中展示了不同 χ 取值下各省人均公共支出的变化，结果表明，随着 χ 减小，上海市的人均公共支出将有更大的增加。

(二) 考虑规模经济效应的影响

人口的跨区域流动是劳动力在地区间差异化的生活水平引导下做出的理性决策,并通过劳动力供给在空间上的再配置进而影响各地的人均实际收入。正如前文的讨论,在其他生产要素不变时,劳动力向发达地区的集聚将降低要素边际产出从而降低要素回报,并产生高房价等负外部性(Accetturo, 2010)。但劳动力的集聚也可以通过中间品与基础设施的共享(Krugman, 1991)、劳动力与企业更加准确的匹配(Petrongolo & Pissarides, 2006)、知识的溢出效应(Jaffe et al., 1993; Moretti, 2004)等产生规模经济效应(Greenstone et al., 2010),从而提高全要素生产率。前文的估计未考虑规模经济效应,可能高估协商制所引发的实际收入的空间再分配。为了在反事实分析中纳入规模经济效应的影响,本文借鉴Caliendo et al.(2021)的做法,将企业的生产函数(即式(11))调整为:

$$y_i^\omega = A_i z_i^\omega G_i^{\varphi p} (L_i^\omega)^\alpha (S_i^\omega)^\sigma (Y_i^\omega)^{1-\alpha-\sigma} \quad (36)$$

新增的一项 $A_i = \nu(L_i^\omega)^\delta$ 刻画了人口集聚引致的生产率提升,其中 ν 为常数,参数 δ 为集聚弹性,反映生产率对集聚的敏感程度。在新的生产函数设定下,本文估计了不同集聚弹性下的反事实均衡。

图3展示了不同集聚弹性下人均实际收入相对变化的估计结果。随着集聚弹性的增大,人口集聚推动的全要素生产率提升更加明显,因此作为人口流入地的上海市人均实际收入百分比变动不断上升,而作为人口流出地的江苏省与浙江省的人均实际收入百分比变动则下降。当集聚弹性超过某一临界值时,规模经济效应逐渐占据主导,使集聚过程中要素报酬进一步增加。此时,上海市的人均实际收入不降反增,而江苏省与浙江省的人均实际收入则下降。在这一过程中,区域差距进一步拉大。从总体上看,随着集聚弹性的提高,长三角地区与全国的人均实际收入在不断提高,这表明集聚带来的规模经济效应有利于总体收入的提升。

鉴于简约式估计表明经济协调会缩小了区域收入差距,因此我国长三角地区人口集聚所产生的规模经济效应可能并不明显。在附图6中,本文展示了江浙沪整体省际基尼系数的相对变化与集聚弹性的关系,基尼系数由下降转向上升的临界点约为0.117,这意味着长三角地区的集聚弹性小于0.117。从现有文献来看,一国或地区集聚弹性的估计范围为0.029至3.1(Melo et al., 2009)。相较而言,我国的集聚弹性偏低,这表明我国规模经济的潜力并未充分发挥。原因之一可能在于我国大城市对低技能劳动力实施了歧视性的落户限制政策,因此大城市内高低技能劳动力的互补性不强,削弱了大城市的规模经济效应(梁文泉和陆铭, 2015)。

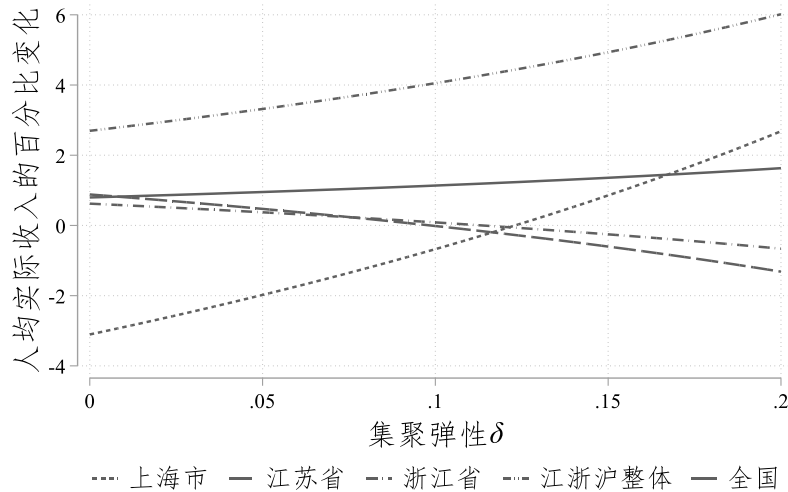


图3 不同集聚弹性下人均实际收入的相对变化

(三)福利效应

下面本文进一步讨论经济协调会的福利效应。表8汇报了各省份户籍人口平均福利变化的估计结果。总体上看，长三角一体化改善了所有地区户籍居民的福利，使全国居民的总体福利提升了1.62%，这是一种显著的帕累托改进。福利的改善直接来源于流动成本的下降对移民福利的增进，因此福利效应主要集中在江浙沪三地，根据估计，江浙沪户籍人口的福利增加了7.6%，而其余省份户籍人口的福利变化则可以忽略不计。其中，江苏省与浙江省籍人口的福利分别增加了11.97%与8.9%，而上海市户籍人口的福利增长相对较小，仅为0.42%。

由于内生变量会相互影响，因此难以分离出决定居民福利的各种因素对福利变动的影响差异。为此，本文尝试着通过调整模型设定，对部分变量在福利效应中起到的作用进行讨论。首先是公共品的拥挤效应。本文调整了衡量公共品外部性的参数 χ ，分别令其取值为0和1，代表公共品完全不具有排他性和完全具有排他性的两种情形。正如前文所指出的，当公共品具有一定外部性时，作为人口流入地的上海市的人均公共支出反而增加了，有利于增进本地居民福利；但若外部性很弱，大量人口流入将导致公共品变得拥挤。因此，公共品的外部性程度调节了福利效应的强弱，估计结果也证实了这一点。相较于校准的参数(即 χ 取0.5)，当公共品完全不具有排他性时，常住人口增加导致公共品拥挤的现象并不存在，更大的人均公共支出使得上海市户籍人口的福利有更大的提升。而当公共品完全排他时，公共品的拥挤效应使上海市户籍人口的福利下降0.1%，这说明当人口流入推动上海市居民实际收入下降时，人均公共服务的增加是上海市户籍人口福利得以提升的关键因素。

其次是房价效应。本文令最终品支出份额 β 分别取0.95与0.85，代表住房支出占比与校准的参数相比较低与较高的两种情形。当住宅用地不变时，人口流入增加了对居民对住房的总需求，从而推动房价上升；由于最终品可以在世界范围内贸易，因此各地区最终品价格的变化较小且较为接近。于是，随着居民住房支出占比的提升，人口流动产生的房价效应将对人口流入地的居民福利产生更大的负面影响。相较于校准参数下的结果，若居民的住房支出占比下降至5%(即 β 取0.95)，则上海市户籍居民福利将进一步提升，其余省份户籍居民福利增幅出现小幅下降；若居民的住房支出占比提升至15%(即 β 取0.85)，上海市户籍居民将面临福利损失，而其余省份的户籍居民福利则进一步提升。随着居民住房支出占比提升，全国总体福利的增幅下降，这表明房价效应削弱了劳动力空间配置优化所产生的总体福利增进。

再次是规模经济效应的作用。本文分别计算了集聚弹性 δ 取0.01与0.2时的反事实均衡。尽管前文的结论表明，集聚弹性的大小决定了人口集聚过程中区域收入差距变化的方向，然

而，福利效应的估计结果表明，在合理的取值范围内，无论集聚弹性的大小，上海市、江苏省与浙江省的户籍人口福利均有所提升。因此，规模经济效应的存在并不会引致福利的再分配，即以牺牲某些省份的利益为代价来提升其他省份的福利。无论规模经济效应的强弱，在区域一体化的过程中，区域内各省份始终呈现出共赢的局面。随着规模经济效应的增强，上海市户籍人口的福利有更大的提升，而江苏省与浙江省户籍人口的福利增加稍有减少，这反映了人口集聚通过增进全要素生产率对集聚地区户籍居民福利产生了积极影响。

最后本文考察了贸易与人口流动的相互影响。本文构建了各省份完全自给自足和各省份实现自由贸易两个假定的基准情形，并分别计算经济协调会推动流动成本下降进而产生的福利效应。^①相较于基准情形，当各省份自给自足时，上海市户籍人口福利出现更大程度的提升；而当各省份自由贸易时，上海市户籍人口福利明显恶化。一个重要的原因在于，人口的流动使得上海市的劳动力成本下降，其他省份的劳动力成本上升，由此导致上海市的贸易条件恶化。在自给自足的情形下，贸易条件的改变并不会对贸易格局产生影响，因此贸易条件恶化并不对上海市居民的福利产生负面影响；相反，自由贸易放大了贸易条件恶化所导致的福利损失，最终使得上海市户籍人口福利下降。由此可见，基准情形的贸易格局对于人口流动所产生的福利效应有影响。现实情形介于这两种假定情形之间，这也暗含了商品市场分割在一定程度上提升了上海市户籍人口的福利。

表 8 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
房价效应：						
较低的住房支出占比 $\beta=0.95$	0.988	11.912	8.880	0.002	7.723	1.648
较高的住房支出占比 $\beta=0.85$	-0.111	12.019	8.977	0.009	7.478	1.601
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：						
自给自足情形	1.573	12.035	8.887	0.006	7.940	1.698
自由贸易情形	-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。

(四) 进一步劳动力市场一体化的潜在收益

在前文的估计中，本文假设流动成本的下降仅限于上海市、江苏省与浙江省之间，本节讨论若该流动成本的下降对其他省份的人口流入也成立，将进一步产生怎样的潜在收益。为此，本文将前文计算的反事实均衡作为新的基准均衡，并根据表6的估计结果，设定其他省份户籍人口流入上海市、江苏省与浙江省的流动成本均分别下降至基准情形的0.471、0.503

^① 为计算各省完全自给自足的情形，本文将基准情形的贸易份额矩阵替换为单位阵，即令所有省份的本地贸易份额均为1，随后重新计算基准情形的均衡，得到各省完全自给自足的假定情形。为计算各省份自由贸易的情形，本文首先需要估计出基准情形下各省份的贸易成本。为此，本文假设贸易双方的贸易成本是对称的，即 $\tau_{ij} = \tau_{ji}$ ，此时由式(16)可以得到：

$$\tau_{ij} = \tau_{ji} = \left(\frac{\pi_{ij}\pi_{ji}}{\pi_{ii}\pi_{jj}} \right)^{-1/2\theta}$$

代入贸易份额及贸易弹性 θ 即可求得省际贸易成本。随后，本文计算出使得贸易成本矩阵各元素均取值为1所需要的贸易成本相对变化，并保持流动成本不变，求解该相对变化下的反事实均衡，该反事实均衡即为各省实现自由贸易的假定情形。

与0.551，考察该反事实均衡与新的基准均衡的相对变化。表9汇报了进一步一体化的潜在收益结果。流动成本的下降将推动大量其他省份的人口流入江浙沪，使上海市、江苏省与浙江省的常住居民数量分别提升24.77%、18.84%和25.34%。与前文分析中上海市所呈现的规律一致，人口流入将降低两省一市的人均实际收入，大幅推高其房价，并增加其人均公共支出；其他省份的人均实际收入则提升，全国的人均实际收入将增加2.68%，同时区域收入差距下降。在进一步一体化中，上海市、江苏省与浙江省户籍人口的福利分别下降了3.24%、2.15%与2.6%，而其他省份户籍人口的福利则上升5.95%，全国平均福利上升4.02%。虽然进一步一体化提升了全国整体福利，然而该过程中产生的福利再分配效应可能引起地区间利益冲突，从而阻碍全国统一大市场建设。

表9 进一步劳动力市场一体化的潜在收益

	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。

需要指出的是，上述分析假定了地方政府的土地供给保持不变，因此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情形，导致房价与工业用地价格上涨。如果土地供给政策能够配合市场一体化进程进行调整，则可能创造出一个互利共赢的结果。为此，本文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，此时 \hat{R}_i^p 与 \hat{R}_i^h 成为量化模型中的内生变量，满足：

$$\hat{R}_i^p = \hat{R}_i^h = \hat{L}_i \quad (37)$$

本文将式(37)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。

表10汇报了在土地供给政策配合下进一步一体化的潜在收益的估计结果。当建设用地指标与常住居民数量挂钩时，承载大量人口流入的江浙沪三地增加了25.38%的建设用地面积，而其他省份则减少了5.84%的建设用地面积，全国的建设用地总面积下降3.07%，这表明本文的土地政策模拟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。与表9的结果相比，一方面，工业用地的增加与劳动力要素的增加相适配，确保了劳动要素的边际产出不随着人口集聚而大幅下降，最终使得两省一市与其他省份的人均实际收入都有所提升；另一方面，住宅用地的增加确保了两省一市的房价没有出现过大的上涨。在这一过程中，各省份的福利均有所上升，上海市、江苏省与浙江省户籍人口的福利分别上升了3.15%、2.93%和3.23%，其他省份户籍人口的福利上升了5.43%，最终使全国居民的福利上升了4.9%，实现了区域的帕累托改进。

综上，本文为政策制定者提供了一条简明的实操法则，即在建设全国统一大市场的过程中，应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。这一土地要素的区域配置至少可以通过两种方式实现，其一是中央政府在审批新增建设用地指标时主动考虑常住人口的变化，其二是完善建设用地指标的省际交易制度，为人口流出地与人口流入地的土地指标买卖提供制度支撑。当然，后者涉及的土地指标交易行为本身就是省际利益的再分配，这已经超出了本文所讨论的范畴，土地交易制度的收益评估仍然留待进一步研究。

表 10 土地供给政策配合下进一步劳动力市场一体化的潜在收益

	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。

六、主要结论与政策建议

作为构建大中小城市协调发展格局的重要抓手，协商制打破了城市群内部的行政壁垒，推动了长三角地区要素跨区域自由流动，对城市群协调发展产生了重要影响。为了检验并评估协商制在区域协调发展中的作用及其福利影响，本文构建了一个量化空间均衡模型，通过求解反事实均衡对长三角地区的协商制度进行了定量评估。研究发现，协商制通过降低长三角地区的流动成本，推动了人口的空间再配置，进而促进了区域协调发展。在这一过程中，全国的人均收入水平与居民福利均得以提升，尽管人均实际收入出现了一定的再分配效应，但是在福利效应上经济协调会实现了区域间的帕累托改进。考虑到协商制所推动的市场一体化仅限于长三角内部，全国范围内的市场一体化仍具有明显的潜在收益，本文认为，配合土地供给制度的改变，总体福利仍有较大的上升空间。

基于此，本文提出如下政策建议。首先，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。其次，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。最后，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。

参考文献

- 陈建军, 2015:《全局视野下的长三角协调发展机制研究》,《人民论坛·学术前沿》,第18期。
- 范剑勇、张雁, 2009:《经济地理与地区间工资差异》,《经济研究》,第08期。
- 郭家堂、刘亮, 2022:《区域协调发展、产业结构优化与全要素生产率——以长三角为例》,《统计与决策》,第24期。
- 李璟、陈胜蓝, 2021:《“城市经济协调会”对上市公司创新的影响——来自准自然实验的证据》,《南开经济研究》,第01期。
- 李善同, 2010:《2002年中国地区扩展投入产出表》,《经济科学出版社》。
- 梁文泉、陆铭, 2015:《城市人力资本的分化:探索不同技能劳动者的互补和空间集聚》,《经济社会体制比较》,第03期。
- 刘修岩, 2014:《空间效率与区域平衡:对中国省级层面集聚效应的检验》,《世界经济》,第01期。
- 陆铭、李鹏飞、钟辉勇, 2019:《发展与平衡的新时代——新中国70年的空间政治经济学》,《管理世界》,第10期。
- 陆铭、张航、梁文泉, 2015:《偏向中西部的土地供应如何推升了东部的工资》,《中国社会科学》,第5

期。

罗富政、罗能生, 2019:《政府竞争、市场集聚与区域经济协调发展》,《中国软科学》,第09期。

罗小龙、沈建法, 2008:《基于共同利益关系的长江三角洲城市合作——以长江三角洲城市经济协调会为例》,《经济地理》,第04期。

许宪春、雷泽坤、窦园园、柳士昌, 2021:《中国南北平衡发展差距研究——基于“中国平衡发展指数”的综合分析》,《中国工业经济》,第02期。

闫东升、孙伟, 2023:《政府合作推动下的城市群一体化经济增长效应——基于长江三角洲的实证研究》,《南京社会科学》,第03期。

闫东升、孙伟、李平星、王玥, 2022:《长三角一体化区域扩容的城市创新发展效应研究》,《地理研究》,第9期。

杨建坤、曾龙, 2020:《地方政府合作与城市群产业结构升级——基于长三角城市经济协调会的准自然实验》,《中南财经政法大学学报》,第06期。

张莉、何晶、马润泓, 2017:《房价如何影响劳动力流动?》,《经济研究》,第8期。

张学良、李培鑫、李丽霞, 2017:《政府合作、市场整合与城市群经济绩效——基于长三角城市经济协调会的实证检验》,《经济学(季刊)》,第04期。

张学良、林永然、孟美侠, 2019:《长三角区域一体化发展机制演进:经验总结与发展趋向》,《安徽大学学报(哲学社会科学版)》,第01期。

张跃, 2020:《政府合作与城市群全要素生产率——基于长三角城市经济协调会的准自然实验》,《财政研究》,第04期。

张治栋、吴迪, 2019:《产业空间集聚、要素流动与区域平衡发展——基于长江经济带城市经济发展差距的视角》,《经济体制改革》,第04期。

赵扶扬、陈斌开, 2021:《土地的区域间配置与新发展格局——基于量化空间均衡的研究》,《中国工业经济》,第08期。

赵扶扬、王忼、龚六堂, 2017:《土地财政与中国经济波动》,《经济研究》,第12期。

Accetturo, A., 2010, "Agglomeration and Growth: The Effects of Commuting Costs*", *Papers in Regional Science*, 89(1): 173-190.

Ahlfeldt, G. M., Redding, S. J., Sturm, D. M. and Wolf, N., 2015, "The Economics of Density: Evidence From the Berlin Wall", *Econometrica*, 83(6): 2127-2189.

Aksu, E., Erzan, R. and Kırdar, M. G., 2022, "The Impact of Mass Migration of Syrians On the Turkish Labor Market", *Labour Economics*, 76: 102183.

Allen, T. and Arkolakis, C., 2014, "Trade and the Topography of the Spatial Economy*", *The Quarterly Journal of Economics*, 129(3): 1085-1140.

Baxter, M. and King, R. G., 1993, "Fiscal Policy in General Equilibrium", *The American Economic Review*, 83(3): 315-334.

Bryan, G. and Morten, M., 2019, "The Aggregate Productivity Effects of Internal Migration: Evidence From Indonesia", *Journal of Political Economy*, 127(5): 2229-2268.

Caliendo, L. and Parro, F., 2015, "Estimates of the Trade and Welfare Effects of Nafta", *The Review of Economic Studies*, 82(1): 1-44.

Caliendo, L., Dvorkin, M. and Parro, F., 2019, "Trade and Labor Market Dynamics: General Equilibrium Analysis of the China Trade Shock", *Econometrica*, 87(3): 741-835.

Caliendo, L., Oromolla, L. D., Parro, F. and Sforza, A., 2021, "Goods and Factor Market Integration: A Quantitative Assessment of the Eu Enlargement", *Journal of Political Economy*, 129(12): 3491-3545.

Callaway, B. and Sant Anna, P. H. C., 2021, "Difference-in-Differences with Multiple Time Periods", *Journal of Econometrics*, 225(2): 200-230.

Cerina, F. and Mureddu, F., 2012, "Agglomeration and Growth with Endogenous Expenditure Shares", *Journal of Regional Science*, 52(2): 324-360.

Che, J. and Qian, Y., 1998, "Insecure Property Rights and Government Ownership of Firms*", *The Quarterly Journal of Economics*, 113(2): 467-496.

Dekle, R., Eaton, J. and Kortum, S., 2008, "Global Rebalancing with Gravity: Measuring the Burden of Adjustment", *Imf Staff Papers*, 55(3): 511-540.

Donaldson, D., 2018, "Railroads of the Raj: Estimating the Impact of Transportation Infrastructure", *American Economic Review*, 108(4-5): 899-934.

Dulleck, U., Fookan, J. and He, Y., 2020, "Hukou Status and Individual-Level Labor Market Discrimination: An Experiment in China", *Ilr Review*, 73(3): 628-649.

Dupont, V., 2007, "Do Geographical Agglomeration, Growth and Equity Conflict?", *Papers in Regional Science*, 86(2): 193-213.

Dustmann, C., Schönberg, U. and Stuhler, J., 2017, "Labor Supply Shocks, Native Wages, and the Adjustment of Local Employment*", *The Quarterly Journal of Economics*, 132(1): 435-483.

Eaton, J. and Kortum, S., 2002, "Technology, Geography, and Trade", *Econometrica*, 70(5): 1741-1779.

Fajgelbaum, P. D., Morales, E., Serrato, J. C. S. and Zidar, O., 2018, "State Taxes and Spatial Misallocation", *The Review of Economic Studies*.

Goodman-Bacon, A., 2021, "Difference-in-Differences with Variation in Treatment Timing", *Journal of Econometrics*, 225(2): 254-277.

Greenstone, M., Hornbeck, R. and Moretti, E., 2010, "Identifying Agglomeration Spillovers: Evidence From

- Winners and Losers of Large Plant Openings", *The Journal of Political Economy*, 118(3): 536-598.
- Jaffe, A. B., Trajtenberg, M. and Henderson, R., 1993, "Geographic Localization of Knowledge Spillovers as Evidenced by Patent Citations*", *The Quarterly Journal of Economics*, 108(3): 577-598.
- Krugman, P., 1991, "Increasing Returns and Economic Geography", *Journal of Political Economy*, 99(3): 483-499.
- Lee, D. S., McCrory, J., Moreira, M. J. and Porter, J., 2022, "Valid T-Ratio Inference for IV", *American Economic Review*, 112(10): 3260-3290.
- Li, J., Qiu, L. D. and Sun, Q., 2003, "Interregional Protection: Implications of Fiscal Decentralization and Trade Liberalization", *China Economic Review*, 14(3): 227-245.
- Martin, P., 1999, "Public Policies, Regional Inequalities and Growth", *Journal of Public Economics*, 73(1): 85-105.
- Melo, P. C., Graham, D. J. and Noland, R. B., 2009, "A Meta-Analysis of Estimates of Urban Agglomeration Economies", *Regional Science and Urban Economics*, 39(3): 332-342.
- Moretti, E., 2004, "Workers Education, Spillovers, and Productivity: Evidence From Plant-Level Production Functions", *The American Economic Review*, 94(3): 656-690.
- Parsley, D. C. and Wei, S., 1996, "Convergence to the Law of One Price without Trade Barriers Or Currency Fluctuations", *The Quarterly Journal of Economics*, 111(4): 1211-1236.
- Petrongolo, B. and Pissarides, C., 2006, "Scale Effects in Markets with Search", *The Economic Journal (London)*, 116(508): 21-44.
- Redding, S. J., 2016, "Goods Trade, Factor Mobility and Welfare", *Journal of International Economics*, 101: 148-167.
- Samuelson, P. A., 1954, "The Transfer Problem and Transport Costs, II: Analysis of Effects of Trade Impediments", *The Economic Journal*, 64(254): 264-289.
- Simonovska, I. and Waugh, M. E., 2014, "The Elasticity of Trade: Estimates and Evidence", *Journal of International Economics*, 92(1): 34-50.
- Tombe, T., 2015, "The Missing Food Problem: Trade, Agriculture, and International Productivity Differences", *American Economic Journal: Macroeconomics*, 7(3): 226-258.
- Tombe, T. and Zhu, X., 2019, "Trade, Migration, and Productivity: A Quantitative Analysis of China", *American Economic Review*, 109(5): 1843-1872.
- Young, A., 2000, "The Razor's Edge: Distortions and Incremental Reform in the People's Republic of China", *The Quarterly Journal of Economics*, 115(4): 1091-1135.

附录

附录一：补充图表

附表 1 数据中对部分城市样本的调整

城市	调整内容
合肥市	2011年原巢湖市解散，部分辖区划入合肥市；考虑到合肥市在2010年加入经济协调会，因此经济协调会的处理效应会与区划调整的影响产生混淆，于是剔除合肥市样本。
芜湖市	2011年原巢湖市解散，部分辖区划入芜湖市；考虑到芜湖市在2013年加入经济协调会，因此经济协调会的处理效应会与区划调整的影响产生混淆，于是剔除芜湖市样本。
马鞍山市	2011年原巢湖市解散，部分辖区划入马鞍山市；考虑到马鞍山市在2010年加入经济协调会，因此经济协调会的处理效应会与区划调整的影响产生混淆，于是剔除马鞍山市样本。
六安市	样本期间内六安市缺乏价格指数数据，因此无法计算实际GDP等变量，故将其剔除。
池州市	样本期间内池州市缺乏价格指数数据，因此无法计算实际GDP等变量，故将其剔除。
亳州市	1998年亳州市从阜阳市中独立成市，考虑到区划调整对数据的影响，将1999年及之前亳州市的样本剔除。
阜阳市	1998年亳州市从阜阳市中独立成市，考虑到区划调整对数据的影响，将1999年及之前阜阳市的样本剔除。
宣城市	2000年宣城市撤地设市，考虑到区划调整对数据的影响，将1999年及之前宣城市的样本剔除。
宿州市	1998年宿州市撤地设市，考虑到区划调整对数据的影响，将1999年及之前宿州市的样本剔除。
安庆市	2015年安庆市发生行政调整，导致2015年后的数据出现较大变化，因此将2015年及之后安庆市的样本剔除。
铜陵市	2015年铜陵市发生行政调整，导致2015年后的数据出现较大变化，因此将2015年及之后铜陵市的样本剔除。
淮南市	2015年淮南市发生行政调整，导致2015年后的数据出现较大变化，因此将2015年及之后淮南市的样本剔除。
淮安市	1996年淮安市(淮阴)发生行政调整，因此1995年的数据存在缺失，考虑到只有一年存在缺失，使用插值法补足1995年的数据。
连云港市	1996年连云港市发生行政调整，因此1995年的数据存在较大差异，不过较晚年份的《连云港统计年鉴》有对1995年的数据进行调整，故使用了调整后的数据补足1995年的数据。
扬州市	1996年扬州市发生行政调整，因此1995年的数据存在较大差异，不过较晚年份的《扬州统计年鉴》有对1995年的数据进行调整，故使用了调整后的数据补足1995年的数据。
宿迁市	1996年宿迁市发生行政调整，因此1995年的数据存在缺失，考虑到只有一年存在缺失，使用插值法补足1995年的数据。
泰州市	1996年泰州市发生行政调整，因此1995年的数据存在缺失，考虑到只有一年存在缺失，使用插值法补足1995年的数据。

附表 2 变量描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
城市层面样本:					
实际GDP(亿元)	799	1635.862	2556.158	49.200	22884.113
人均实际GDP(元)	799	27912.966	24177.405	2253.227	110717.164
总人口数(万人)	799	506.660	335.242	66.350	2420.488
第三产业比重(%)	799	38.021	7.482	17.457	70.942
到港口的距离(米)	799	107009.633	91382.319	3416.055	337616.524
人口自然增长率(%)	799	4.394	3.617	-8.700	20.780
就业人数(万人)	641	297.406	191.512	54.290	1372.650
实际资本存量(亿元)	621	3949.406	5500.906	75.92016	35567.23
资本劳动比	621	11.073	10.474	0.471	58.979
商品市场一体化指数	642	2.838	2.095	0.252	12.379
劳动力市场一体化指数	621	0.069	0.066	0.005	0.467
资本市场一体化指数	621	0.045	0.029	0.005	0.184
城市对层面样本:					
实际GDP差距(亿元)	13514	17.465	28.472	0.0002	224.503
人均实际GDP差距(元)	13514	186.020	178.406	0.030	975.515
总人口数差距(万人)	13514	324.0623	352.648	0.022	2346.728
第三产业比重差距(%)	13514	6.456	5.625	0.000	39.069
到港口的距离差距(米)	13514	104097.938	79484.862	35.060	334200.469
人口自然增长率差距(%)	13514	3.953	3.171	0.000	22.900
就业人数差距(万人)	8613	190.183	190.183	0.000	1297.650
实际资本存量差距(亿元)	8073	3665.074	5201.04501	0.149	33293.520
资本劳动比差距	8073	5.558	5.515	0.001	41.377

附表 3 传统的多时点 DID 估计与 CS 方法的对比

被解释变量：劳动力市场一体化指数	(1)	(2)
平均处理效应	0.001 (0.005)	0.230** (0.007)
多时点DID方法	是	否
CS方法	否	是
对照组包含“后处理组”	\	是
样本量	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。

附表4 经济协调会对城市间人均实际GDP差距的处理效应

被解释变量： 人均实际GDP差值的对数值	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
处理组的平均处理效应	-0.085 (0.087)	-0.091 (0.090)	-0.232*** (0.050)	-0.226*** (0.046)	-0.245*** (0.056)	-0.232*** (0.057)	-0.228*** (0.069)
分组的平均处理效应：							
1997年组	\	\	-0.358*** (0.077)	-0.345*** (0.069)	-0.363*** (0.087)	-0.336*** (0.091)	-0.328*** (0.099)
2003年组	\	\	0.126 (0.176)	0.104 (0.175)	0.004 (0.178)	0.031 (0.179)	0.120 (0.191)
2010年组	\	\	-0.098 (0.071)	-0.098 (0.070)	-0.101 (0.071)	-0.106 (0.070)	-0.085 (0.092)
2013年组	\	\	-0.063* (0.036)	-0.063* (0.036)	-0.077** (0.038)	-0.096** (0.040)	-0.071 (0.073)
控制变量：							
港口距离差异对数值	否	否	否	否	是	是	是
总人口数差异对数值	否	是	否	否	是	是	否
第三产业占比差异	否	是	否	否	否	是	是
就业人数差异对数值	否	否	否	否	否	否	是
资本劳动比差异对数值	否	否	否	否	否	否	是
经典多时点DID方法	是	是	否	否	否	否	否
CS方法	否	否	是	是	是	是	是
对照组包含“后处理组”	\	\	否	是	是	是	是
样本量	13514	13514	13514	13514	13514	13514	8072

注：括号内为双向聚类到城市对中的两个城市的稳健标准误。*、**和***分别代表系数在10%、5%和1%的显著性水平上显著。第(1)列和第(2)列使用传统的多时点DID方法，估计方程为：

$$y_{i,j,t} = \alpha + \beta \times Member_{i,j,t} + X'_{i,j,t}\gamma + \eta_{i,j} + \mu_t + \varepsilon_{i,j,t}$$

其中， i 和 j 代表城市对中的两个城市， t 代表时间。 $y_{i,j,t}$ 代表城市间的各种经济人口差异； $Member_{i,j,t}$ 是指示某一城市对是否为经济协调会成员的虚拟变量，当城市对中的两个城市均为经济协调会成员时，该变量取1，否则取0； $X'_{i,j,t}$ 是城市对中两个城市在一系列影响经济发展成果的变量上的差异，包括总人口数、第三产业比重、就业人数、实际资本存量、到最近港口的距离、人口自然增长率等。 $\eta_{i,j}$ 和 μ_t 分别为城市对固定效应和时间固定效应， $\varepsilon_{i,j,t}$ 为随机扰动项。第(3)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。在第(4)列至第(6)列中，本文加入了那些“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，在后续其余表格中，“对照包含‘后处理组’”均为这一含义。由于部分城市缺乏“就业人数”或“劳动资本比”的数据，因此第(7)列损失了一定样本量，数据的缺失情况在附录二中进行了说明。

附表 5 经济协调会对区域平衡的处理效应：排除潜在的溢出效应的影响

被解释变量： 人均实际GDP差值的对数值	估计溢出效应			排除溢出效应		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
处理组的平均处理效应	-0.059 (0.100)	-0.021 (0.074)	0.058 (0.090)	-0.345** (0.146)	-0.192* (0.104)	-0.270* (0.154)
分组的平均处理效应：						
1997年组	-0.067 (0.146)	-0.016 (0.100)	-0.009 (0.116)	-0.369** (0.155)	-0.207* (0.124)	-0.305* (0.159)
2003年组	-0.359*** (0.095)	-0.350*** (0.075)	-0.127 (0.099)			
2010年组	-0.002 (0.104)	0.011 (0.090)	-0.031 (0.111)	0.042 (0.569)	0.052 (0.699)	0.372 (0.530)
2013年组	0.080 (0.082)	0.080 (0.082)	0.583 (0.325)	0.057 (0.216)	0.057 (0.208)	0.128 (0.304)
控制变量	否	否	是	否	否	是
CS方法	是	是	是	是	是	是
对照组包含“后处理组”	否	是	是	否	是	是
样本量	4439	4439	4115	3671	3671	3356

注：括号内为双向聚类到城市对中的两个城市的稳健标准误。*、**和***分别代表系数在10%、5%和1%的显著性水平上显著。控制变量包含总人口数差异的对数值、第二产业占比差异、港口距离差异的对数值。由于2003年仅有台州市一个城市加入经济协调会，因此在第(4)列至第(6)列的子样本中，不存在双方均于2003年加入经济协调会的城市对。

附表 6 经济协调会对区域平衡的处理效应：稳健性检验

被解释变量：人均实际GDP差值的对数值	(1)	(2)	(3)	(4)
DID交互项	-0.298*** (0.090)	-0.290*** (0.092)	-0.266** (0.111)	-0.271** (0.113)
控制变量	否	是	是	是
控制变量×时间固定效应	否	否	是	是
边界效应×时间固定效应	否	否	否	是
时间固定效应	是	是	是	是
城市对固定效应	是	是	是	是
样本量	7934	7934	7934	7934
调整R ²	0.801	0.803	0.811	0.811

注：括号内为双向聚类到城市对中的两个城市的稳健标准误。*、**和***分别代表系数在10%、5%和1%的显著性水平上显著。本表格的样本仅包含1997年加入经济协调会的105个城市对(处理组)，以及在2017年前未曾加入经济协调会的279个城市对(对照组)。控制变量包含总人口数差异的对数值、第三产业占比差异和港口距离差异的对数值。

附表 7 经济协调会对城市间实际 GDP 差距和人口数差距的处理效应

	实际GDP差值的对数值			人口数差值的对数值		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
处理组的平均处理效应	0.098** (0.047)	0.082* (0.045)	0.080* (0.045)	0.096*** (0.035)	0.081** (0.036)	0.087** (0.034)
分组的平均处理效应:						
1997年组	0.127** (0.060)	0.102* (0.055)	0.098* (0.055)	0.124** (0.051)	0.102** (0.050)	0.126*** (0.048)
2003年组	-0.067 (0.269)	-0.063 (0.269)	-0.106 (0.266)	0.329* (0.173)	0.315* (0.171)	0.272 (0.167)
2010年组	0.179 (0.165)	0.172 (0.164)	0.174 (0.165)	0.023 (0.061)	0.016 (0.059)	-0.008 (0.061)
2013年组	-0.003 (0.033)	-0.003 (0.033)	0.011 (0.038)	-0.005 (0.037)	-0.005 (0.037)	-0.017 (0.038)
控制变量	否	否	是	否	否	是
CS方法	是	是	是	是	是	是
对照组包含“后处理组”	否	是	是	否	是	是
样本量	13514	13514	13514	13514	13514	13514

注：括号内为双向聚类到城市对中的两个城市的稳健标准误。*、**和***分别代表系数在10%、5%和1%的显著性水平上显著。第(3)列加入的控制变量包含总人口数差异的对数值和第三产业占比差异，第(6)列加入的控制变量包含人口自然增长率差异和第三产业占比差异。

附表 8 地理因素对处理效应的调节作用

被解释变量：实际GDP对数值	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
相对靠近港口的城市：					
DID交互项	0.158** (0.068)	0.153** (0.059)	0.176*** (0.049)	1.058*** (0.436)	1.117** (0.458)
DID交互项×到最近港口的距离的对数值				-0.093** (0.043)	-0.095** (0.044)
样本量	365	365	365	365	365
调整R ²	0.983	0.984	0.985	0.983	0.985
相对远离港口的城市：					
DID交互项	0.047 (0.064)	0.056 (0.065)	0.101* (0.051)	0.554 (1.078)	0.031 (1.009)
DID交互项×到最近港口的距离的对数值				-0.046 (0.099)	0.006 (0.091)
样本量	342	342	342	342	342
调整R ²	0.983	0.987	0.988	0.983	0.988
控制变量	否	是	是	否	是
时间固定效应	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是
控制变量×时间固定效应	否	否	是	否	是

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。控制变量为第三产业比重和人口数对数值。本表格的样本仅包含1997年组的城市(15个)与未曾受到处理的城市(9个)。“相对靠近港口的城市”包括：南京市、南通市、嘉兴市、宁波市、无锡市、泰州市、舟山市和苏州市，“相对远离港口的城市”包括：上海市、常州市、扬州市、杭州市、湖州市、绍兴市和镇江市。

附表 9 根据 2000 年人均实际 GDP 大小划分的分组回归结果

	实际GDP对数值		人口数对数值	
	(1)	(2)	(3)	(4)
经济相对发达的城市:				
DID交互项	0.143* (0.074)	1.210*** (0.239)	0.160*** (0.054)	0.553*** (0.226)
DID交互项×到最近港口的距离的对数值		-0.104*** (0.023)		-0.038 (0.024)
样本量	342	342	342	342
调整R ²	0.981	0.981	0.292	0.293
经济相对落后的城市:				
DID交互项	0.074 (0.064)	0.647* (0.365)	0.018 (0.045)	-0.487*** (0.165)
DID交互项×到最近港口的距离的对数值		-0.056 (0.035)		0.049** (0.017)
样本量	365	365	365	365
调整R ²	0.984	0.984	0.051	0.060
控制变量	否	是	否	是
时间固定效应	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是

注：括号内为聚类稳健标准误，聚类到城市。*、**和***分别代表系数在10%、5%和1%的显著性水平上显著。控制变量为第三产业比重和人口数对数值。本表格的样本仅包含1997年组的城市(15个)与未曾受到处理的城市(9个)。该表将1997年组15个城市按照其2000年的人均实际GDP大小分为两组，其中经济相对发达的城市包括：上海市、南京市、宁波市、无锡市、杭州市、绍兴市和苏州市，经济相对落后的城市包括：南通市、嘉兴市、常州市、扬州市、泰州市、潮州市、舟山市和镇江市。

附表 10 未纳入政府公共支出时流动弹性的估计结果

被解释变量:	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\ln m_{ij}/m_{ii}$	2000年截面	2010年截面	2000年截面	2010年截面	两期面板	两期面板
居住地城镇人均收入	2.528*** (0.150)	3.292*** (0.126)	2.723*** (0.332)	3.241*** (0.218)	3.011*** (0.255)	1.015*** (0.454)
两省地理距离	-1.484*** (0.077)	-1.210*** (0.062)	-1.484*** (0.076)	-1.213*** (0.062)	-1.353*** (0.068)	-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	\	\	330.685	538.695	491.852	255.056
AR检验p值	\	\	0.000	0.000	0.000	0.027
调整R ²	0.561	0.649	0.561	0.649	0.599	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”和“两省地理距离”均取其对数值。

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* (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 (0.015)	0.159*** (0.016)	0.019 (0.028)								
扬州市	0.031 (0.033)	0.040* (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 $\Delta GDP_{i,j,t} = |\ln GDP_{i,t} - \ln GDP_{j,t}|$ ，其中 i 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。

附表 12 1997 年加入经济协调会各城市对人口数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	-0.026 (0.025)													
南京市	-0.088*** (0.010)	0.018 (0.015)												
南通市	0.016 (0.021)	-0.097*** (0.012)	0.079* (0.045)											
苏州市	-0.217*** (0.014)	0.148*** (0.012)	0.056 (0.043)	0.220*** (0.068)										
泰州市	0.015 (0.018)	-0.004 (0.018)	0.063*** (0.016)	-0.064*** (0.014)	0.194*** (0.016)									
无锡市	-0.041*** (0.015)	-0.024 (0.016)	-0.123*** (0.016)	0.022 (0.016)	0.130*** (0.016)	0.026 (0.029)								
扬州市	0.048 (0.034)	0.040 (0.025)	0.089*** (0.020)	-0.014 (0.011)	0.219*** (0.011)	-0.101*** (0.016)	0.046*** (0.015)							
镇江市	0.070** (0.023)	0.064 (0.040)	0.114*** (0.014)	-0.008 (0.012)	0.244*** (0.013)	-0.093*** (0.019)	0.072*** (0.017)	-0.029 (0.024)						
杭州市	-0.074*** (0.011)	0.004 (0.010)	-0.081*** (0.008)	0.048*** (0.010)	0.077*** (0.008)	0.047*** (0.009)	-0.009 (0.009)	0.076*** (0.014)	0.099*** (0.009)					
湖州市	0.092*** (0.032)	0.081*** (0.014)	0.134*** (0.022)	0.031*** (0.009)	0.264*** (0.011)	0.035*** (0.012)	0.091*** (0.013)	0.011 (0.017)	-0.015 (0.014)	0.124*** (0.019)				
嘉兴市	-0.042 (0.031)	-0.048** (0.023)	0.004 (0.026)	-0.099*** (0.013)	0.134*** (0.015)	-0.027 (0.026)	-0.037 (0.024)	0.034* (0.018)	0.030 (0.024)	-0.012 (0.017)	0.088*** (0.013)			
宁波市	-0.054** (0.021)	-0.013 (0.020)	-0.137*** (0.018)	0.035** (0.015)	0.124*** (0.014)	0.027 (0.037)	-0.045* (0.027)	0.061*** (0.016)	0.077*** (0.020)	-0.023** (0.010)	0.105*** (0.011)	-0.020 (0.027)		
绍兴市	-0.021 (0.029)	-0.072*** (0.011)	0.023 (0.022)	-0.021** (0.009)	0.153*** (0.010)	-0.051*** (0.011)	-0.021* (0.012)	0.016 (0.013)	0.008 (0.012)	0.016 (0.023)	0.075*** (0.020)	-0.062*** (0.012)	-0.007 (0.010)	
舟山市	-0.060*** (0.014)	-0.088*** (0.012)	-0.006 (0.024)	-0.141*** (0.025)	0.120*** (0.025)	-0.117*** (0.017)	-0.053*** (0.019)	-0.185*** (0.012)	-0.177*** (0.013)	-0.028*** (0.009)	-0.243*** (0.012)	-0.114*** (0.017)	-0.064*** (0.016)	-0.133*** (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 $\Delta L_{i,j,t} = |\ln L_{i,t} - \ln L_{j,t}|$ ，其中 i 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人口数对数值之差的绝对值受到的处理效应为 -0.026。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。

附表 13 不同移民弹性下变量的相对变化

	上海市	江苏省	浙江省	其他省份	江浙沪整体	全国
$\kappa=1.3$						
常住居民数量的百分比变化	20.587	-6.159	-3.975	-0.170	0.894	\
实际人均GDP的百分比变化	-3.699	1.069	0.766	0.020	3.249	0.965
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	5.750	-2.093	-1.257	-1.425	2.400	0.975
收入基尼系数的百分比变化	\	\	\	\	-5.624	-0.803
房价基尼系数的百分比变化	\	\	\	\	5.775	2.493
本地贸易份额的百分比变化	3.322	-0.624	-0.586	-0.038	0.704	\
户籍人口福利的百分比变化	-0.050	10.272	7.511	0.006	6.303	1.374
$\kappa=1.6$						
常住居民数量的百分比变化	26.336	-7.727	-5.162	-0.224	1.174	\
实际人均GDP的百分比变化	-4.585	1.355	1.001	0.026	4.092	1.225
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	7.246	-2.639	-1.640	-1.906	2.966	1.060
收入基尼系数的百分比变化	\	\	\	\	-7.036	-0.992
房价基尼系数的百分比变化	\	\	\	\	7.145	3.139
本地贸易份额的百分比变化	4.133	-0.790	-0.763	-0.047	0.860	\
户籍人口福利的百分比变化	-0.220	7.984	5.630	0.004	4.776	1.041
$\kappa=1.8$						
常住居民数量的百分比变化	30.294	-8.757	-6.000	-0.263	1.379	\
实际人均GDP的百分比变化	-5.164	1.546	1.169	0.030	4.656	1.402
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	8.252	-3.002	-1.913	-2.266	3.337	1.072
收入基尼系数的百分比变化	\	\	\	\	-7.973	-1.114
房价基尼系数的百分比变化	\	\	\	\	8.035	3.573
本地贸易份额的百分比变化	4.667	-0.901	-0.889	-0.052	0.959	\
户籍人口福利的百分比变化	-0.758	7.744	5.366	0.007	4.381	0.983
$\kappa=2.1$						
常住居民数量的百分比变化	36.343	-10.241	-7.314	-0.327	1.715	\
实际人均GDP的百分比变化	-6.005	1.826	1.436	0.037	5.490	1.669
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
房价基尼系数的百分比变化	\	\	\	\	-9.349	-1.291
收入基尼系数的百分比变化	\	\	\	\	9.320	4.218
本地贸易份额的百分比变化	5.446	-1.063	-1.088	-0.061	1.099	\
户籍人口福利的百分比变化	-1.015	6.826	4.574	0.008	3.685	0.836

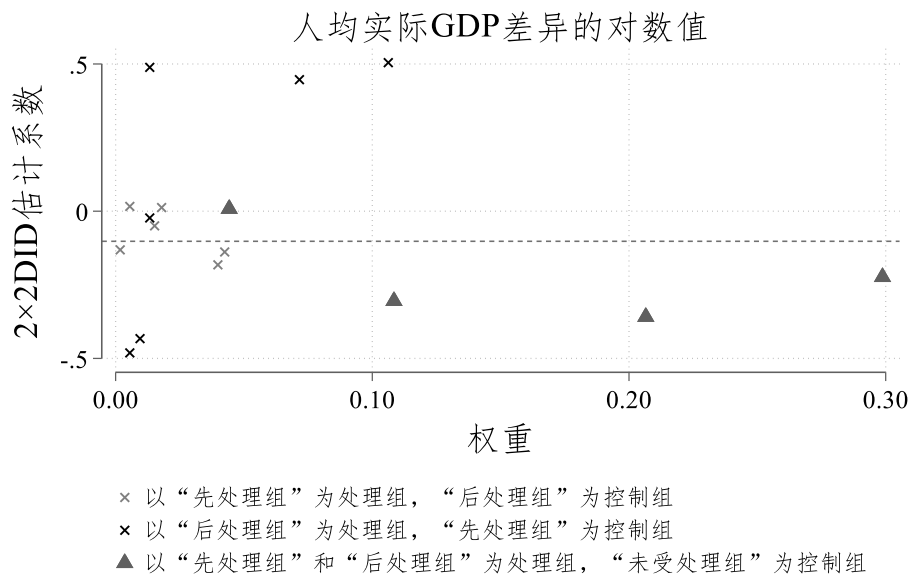
附表 14 不同贸易弹性下变量的相对变化

	上海市	江苏省	浙江省	其他省份	江浙沪整体	全国
$\theta=3$						
常住居民数量的百分比变化	16.654	-5.042	-3.182	-0.136	0.712	\
实际人均GDP的百分比变化	-3.369	0.932	0.666	0.019	2.541	0.758
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	4.368	-1.645	-0.948	-1.023	1.774	0.751
收入基尼系数的百分比变化	\	\	\	\	-5.068	-0.735
房价基尼系数的百分比变化	\	\	\	\	4.544	1.928
本地贸易份额的百分比变化	2.595	-0.485	-0.444	-0.030	0.555	\
户籍人口福利的百分比变化	0.139	11.954	8.941	0.005	7.514	1.606
$\theta=6$						
常住居民数量的百分比变化	17.230	-5.205	-3.298	-0.141	0.739	\
实际人均GDP的百分比变化	-2.800	0.827	0.569	0.014	2.875	0.844
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	5.241	-1.832	-1.104	-1.281	2.306	1.025
收入基尼系数的百分比变化	\	\	\	\	-4.254	-0.607
房价基尼系数的百分比变化	\	\	\	\	5.204	2.236
本地贸易份额的百分比变化	2.996	-0.551	-0.514	-0.035	0.644	\
户籍人口福利的百分比变化	0.744	11.986	8.918	0.005	7.693	1.645
$\theta=8$						
常住居民数量的百分比变化	17.403	-5.253	-3.334	-0.142	0.747	\
实际人均GDP的百分比变化	-2.629	0.796	0.539	0.012	2.976	0.870
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	5.505	-1.887	-1.151	-1.361	2.467	1.106
收入基尼系数的百分比变化	\	\	\	\	-4.011	-0.569
房价基尼系数的百分比变化	\	\	\	\	5.399	2.329
本地贸易份额的百分比变化	3.116	-0.570	-0.535	-0.037	0.670	\
户籍人口福利的百分比变化	0.926	11.996	8.911	0.005	7.747	1.656

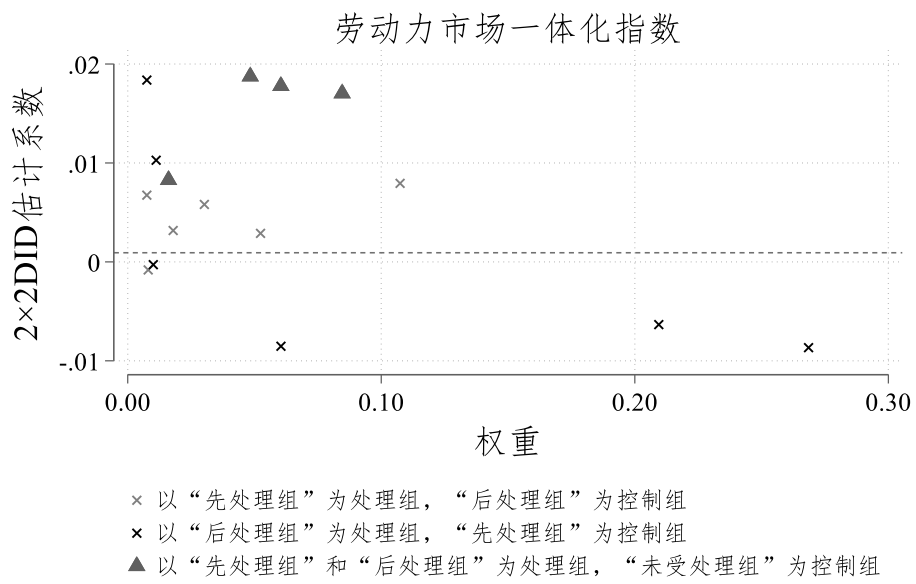
附表 15 使用全样本估计下变量的相对变化

	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	4.545	-2.939	1.434	-0.083	0.436	\
人均实际收入的百分比变化	-0.893	0.503	-0.253	0.013	0.692	0.240
房价的百分比变化	3.533	-2.572	1.062	-0.188	0.674	-0.102
人均公共支出的百分比变化	1.334	-0.985	0.460	-0.635	0.809	0.174
区域差距的变化:						
收入基尼系数的百分比变化	\	\	\	\	-1.464	-0.213
收入泰尔指数的百分比变化	\	\	\	\	-2.504	-0.650
房价基尼系数的百分比变化	\	\	\	\	1.359	0.578
房价基尼系数的百分比变化	\	\	\	\	2.925	1.900
本地贸易份额的百分比变化	0.783	-0.299	0.174	-0.025	0.219	\
户籍人口福利的百分比变化	3.197	7.823	4.491	0.007	5.353	1.147

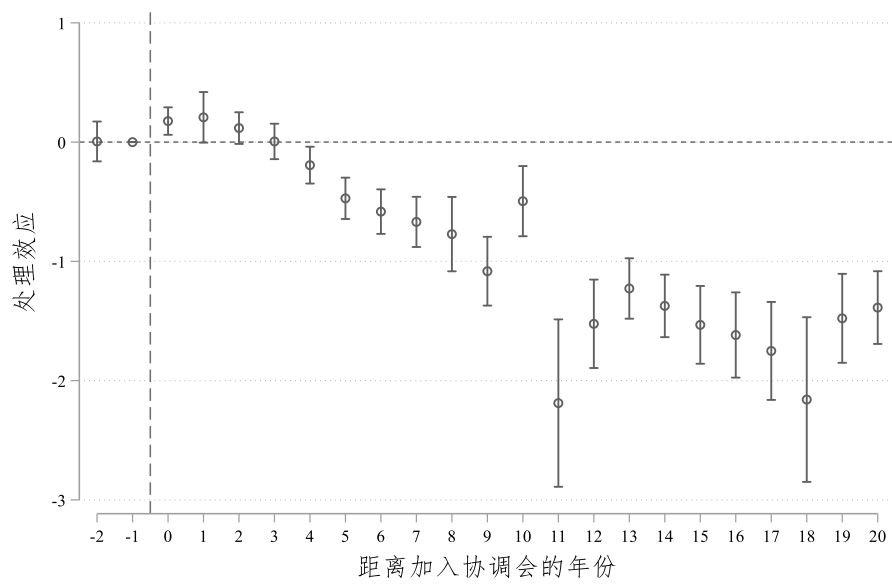
注：本表将全样本估计得到的流动成本反事实变化(参见表 7)作为模型的外生变化，汇报了该反事实条件下各经济人口变量及居民福利的相对变化。



附图 1 传统的多时点 DID 估计经济协调会对区域收入差距的处理效应的 Bacon 分解

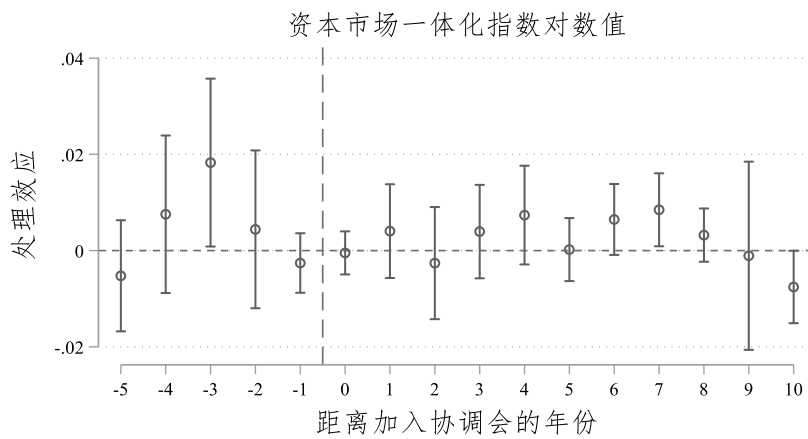
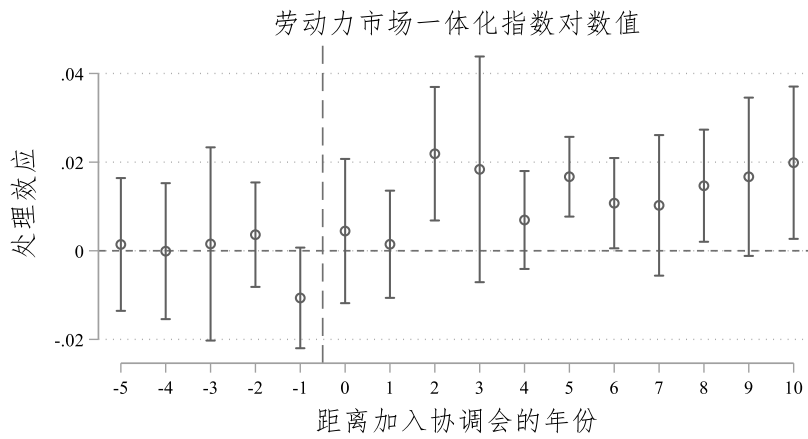
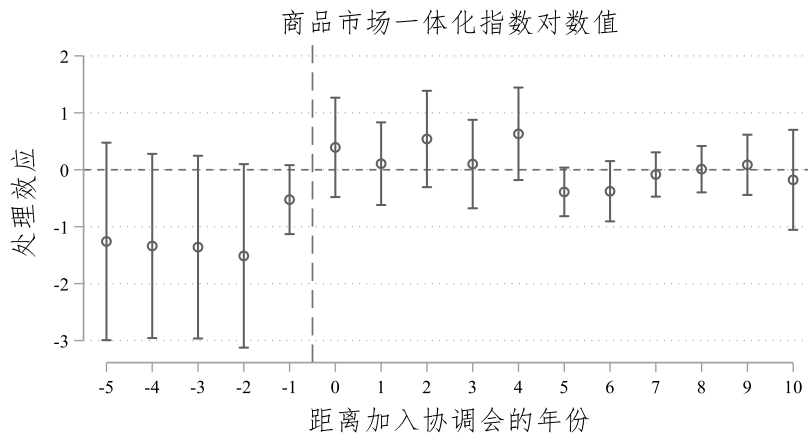


附图 2 传统的多时点 DID 估计经济协调会对劳动力市场一体化的处理效应的 Bacon 分解



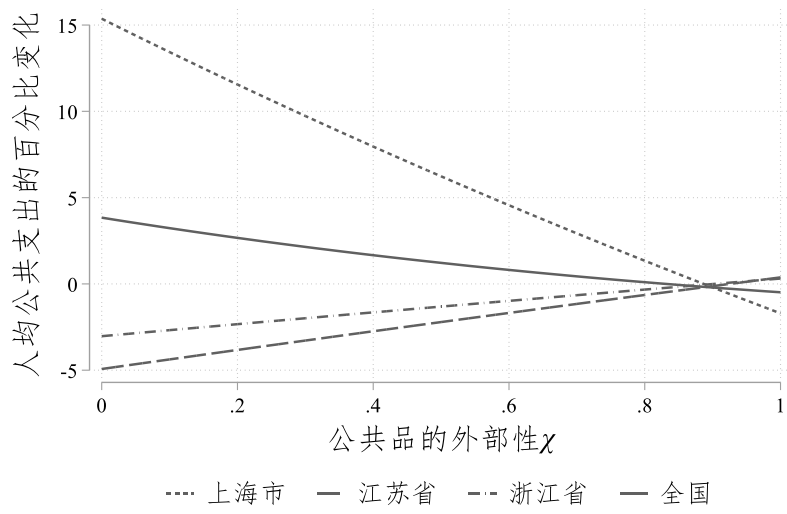
附图 3 1997 年组城市间人均实际 GDP 差异的动态处理效应

注：该图反映了经济协调会对1997年组的动态处理效应，样本仅包含1997年组与样本期内未曾加入经济协调会的城市对，估计中以1996年为基期，模型设定与图2一致。图中汇报了各系数的点估计值及其90%置信区间。



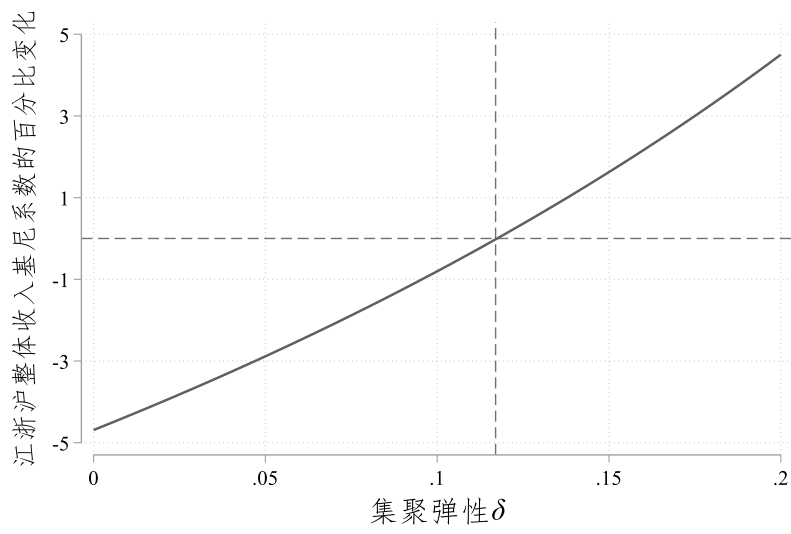
附图 4 经济协调会对三类市场一体化程度的处理效应

注：该图反映了经济协调会对三类市场一体化程度的动态处理效应，使用了CS方法对全样本进行估计，估计中对照组包含“后处理组”。图中汇报了各系数的点估计值及其90%置信区间。



附图 5 不同公共品外部性下人均公共支出的相对变化

注：该图反映了公共品的外部性程度如何影响各省份人均公共支出的相对变化。根据量化空间模型的设定，更小的 χ 代表公共品具有更强的外部性，当 χ 取 0 时代表公共品完全不具有排他性，当 χ 取 1 时代表公共品具有完全的排他性。



附图 6 集聚弹性与江浙沪整体收入基尼系数的相对变化

附录二：市场一体化指数的构建

(一) 相对价格法

现有研究衡量市场一体化程度主要有两种思路，一种基于地区间的贸易流量，另一种基于地区间的商品或要素价格波动。基于地区间贸易流量的方法认为贸易量反映了地区间的市场一体化程度 (Barrell & Nahhas, 2022; Bergstrand et al., 2015; Narayan & Nguyen, 2016; Rose, 2014)，例如 Rose (2014) 发现，如果两个国家使用统一的货币，则两个国家之间会有更大的贸易流量，这表明统一货币有利于促进国家间的市场一体化。尽管基于贸易流量的方法较直观且易于衡量，但也有一些重要的缺陷，其中之一是，贸易量与市场一体化程度之间的关系未必是单调的，这是由于影响贸易的因素众多，如果不能得到充分控制，就可能导致误导性的结果 (Xu, 2002)。例如，商品的异质性和居民偏好的差异将导致同样幅度的贸易成本下降对不同国家、不同商品的贸易量产生的影响存在差异，从而难以建立起合理的比较。正如 Parsley & Wei (2001) 所指出的，即使贸易成本只发生微小的下降，两个地区高替代性的商品的贸易量也将显著减少，但高度互补的商品则几乎没有影响。

基于价格的方法最初建立在“一价定律”的思想 (Rogers & Jenkins, 1995; Shiue & Keller, 2007; Studer, 2008)，认为若两个地区间具有高度一体化的市场，套利行为将使得两地商品价格趋同。然而，这一论断忽略了地区间交易成本的存在，实际上，由于存在各类交易成本，即使两地市场一体化程度很高，商品价格也不会完全相等，即使不存在套利空间，其相对价格也将在一个区间内波动。而随着地区间市场一体化程度的提高，交易成本逐渐下降，满足无套利条件的相对价格区间范围将随之缩小。因此，一个地区与其他地区商品相对价格的波动幅度，反映了当地的市场一体化程度。根据这一思想，Parsley & Wei (1996) 提出了基于相对价格的方法，通过计算地区间商品相对价格的标准化方差来定量刻画市场一体化程度。

考虑到基于贸易的方法的缺陷，以及城市对贸易流量数据不可得，本文使用基于相对价格的方法来刻画市场一体化程度。下面本文简述商品市场一体化指数的构建方法。

首先，本文通过各省份统计年鉴，获得长三角地区 32 个城市八类商品的零售价格指数，^①共形成 496 (=32×31/2) 个城市对，八类商品分别为：粮食、蔬菜、饮料烟酒、服装鞋帽、中西药品、文化办公用品、日用品、燃料和书报杂志。用 i 和 j 代表不同城市， t 代表不同年份， k 代表不同类商品，定义 $P_{i,k,t}$ 代表城市 i 在年份 t 的商品 k 的价格，于是可以计算出城市 i 与城市 j 相对价格的变化：^②

$$\Delta p_{i,j,k,t} = |\ln(P_{i,k,t}/P_{i,k,t-1}) - \ln(P_{j,k,t}/P_{j,k,t-1})|, \quad (\text{A3.1})$$

其次，由于不同商品的价格波动幅度存在异质性，^③因此需要对 $\Delta p_{i,j,k,t}$ 进行标准化，第一步将 $\Delta p_{i,j,k,t}$ 减去地区间的均值：

$$q_{i,j,k,t} = \Delta p_{i,j,k,t} - \overline{\Delta p_{k,t}}, \quad (\text{A3.2})$$

其中 $\overline{\Delta p_{k,t}} \equiv (\sum_{i \neq j} \Delta p_{i,j,k,t})/d$ ， d 代表城市对的数量。第二步求取城市 i 的 $q_{i,j,k,t}$ 的方差，即可得到城市 i 与其他城市的商品 k 相对价格的平均波动幅度，该方差反映了城市 i 商品 k 的市场的一体化程度，越大的方差反映了更低的市场一体化程度：

^① 安徽省的统计资料未披露 1995 年各城市各商品的零售价格指数，因此计算 1995 年的商品市场一体化指数时不包含安徽省样本。

^② 实际上，相对价格的变化应该写作：

$$\Delta p_{i,j,k,t} = |\ln(P_{i,k,t}/P_{j,k,t}) - \ln(P_{i,k,t-1}/P_{j,k,t-1})|$$

然而，由于价格数据不可得，因此需要根据对数函数的性质将该式等价变形为式 (A3.1)，此时， $P_{i,k,t}/P_{i,k,t-1}$ 与 $P_{j,k,t}/P_{j,k,t-1}$ 可以由价格指数数据得到。

^③ 例如 Han et al. (1990) 发现，相比起工业品，农产品在面临外生冲击时将产生更大的价格波动。

$$s_{i,k,t} = \sum_j (q_{i,j,k,t} - \bar{q}_{k,t})^2, \quad (\text{A3.3})$$

其中 $\bar{q}_{k,t} = (\sum_{i \neq j} q_{i,j,k,t})/d$ 。

最后，将八种不同商品的方差求取简单平均，并取其倒数作为城市 i 在年份 t 的商品市场一体化程度的衡量：

$$\text{GoodsInt}_{i,t} = \left(\frac{\sum_k s_{i,k,t}}{8} \right)^{-1}. \quad (\text{A3.4})$$

构造劳动力市场与资本市场一体化指数的方法与商品市场相同，然而，由于统计资料仅公布了城镇单位的工资情况，不足以反映总体的劳动力价格，因此本文通过生产函数的分解计算劳动边际产出与资本边际产出，在满足企业部门最优化的情况下，要素边际产出反映了要素价格，由此可以计算要素价格的相对变化。

(二) 劳动价格与资本价格的估计

下面介绍本文估计各城市要素价格的方法。假设代表性企业的生产函数为规模报酬不变的柯布-道格拉斯型生产函数，生产要素仅包含劳动力与资本两种：

$$Y_{it} = F(K_{it}, L_{it}) = A_{it} K_{it}^{\alpha_i} L_{it}^{1-\alpha_i} \quad (\text{A3.5})$$

其中 i 代表不同城市， t 代表不同年份。易求得两种要素的边际产出分别为：

$$\text{MPK}_{it} = \frac{\partial Y_{it}}{\partial K_{it}} = \alpha_i A_{it} K_{it}^{\alpha_i-1} L_{it}^{1-\alpha_i} = \alpha_i \frac{Y_{it}}{K_{it}} \quad (\text{A3.6})$$

$$\text{MPL}_{it} = \frac{\partial Y_{it}}{\partial L_{it}} = (1 - \alpha_i) A_{it} K_{it}^{\alpha_i} L_{it}^{-\alpha_i} = (1 - \alpha_i) \frac{Y_{it}}{L_{it}} \quad (\text{A3.7})$$

因此，对于各城市历年要素边际产出的估计分为两步：第一步，计算出各城市历年的实际总产出、全部从业人数数量和实际资本总量，进而得到各城市历年的单位劳动产出 Y_{it}/L_{it} 与单位资本产出 Y_{it}/K_{it} ；第二步，假设各城市的资本收入份额 α_i 不随时间发生变化，则可以利用各城市历年的单位劳动产出 Y_{it}/L_{it} 与资本劳动比 K_{it}/L_{it} 估计各城市的资本收入份额。

由于部分城市进行了行政区划的调整，以及部分城市存在数据缺失，因此本文最终保留了 27 个城市样本，共形成 351 (=27×26/2) 个城市对。各城市历年的 GDP 总量和全部从业人数数量来源于各省份历年的统计年鉴，本文使用 CPI 平减得到各城市历年的实际 GDP。

本文通过永续盘存法推测各城市历年的实际资本存量。本文的估计基于张军等(2004)测算的各省份(直辖市)历年的以 1952 年为基期的实际资本存量数据：1994 年上海市、江苏省、浙江省和安徽省以 1952 年价格计价的实际资本存量分别为 1930.029 亿元、2252.448 亿元、1134.919 亿元和 319.5457 亿元。此外，张军等(2004)还提供了各省份 2000 年以当年价格计价的实际资本存量、2000 年以 1952 年价格计价的实际资本存量，因此可以计算得到各省份(直辖市)1952 年价格与 2000 年价格的转换关系。随后，根据各省份 1994 年至 2000 年的固定资产价格指数，本文得到各省份 1952 年价格与 1994 年价格的转换关系，从而估计出各省份 1994 年以当年价格计价的实际资本存量：上海市、江苏省、浙江省和安徽省分别为 4424.296 亿元、6330.782 亿元、3923.604 亿元和 2534.211 亿元。本文用各城市 2000 年固定资产投资总额占全省投资总额的比例近似替代各城市 1994 年实际资本存量占各省的比例，从而估计得到各城市 1994 年以当年价格计价的实际资本存量。^①最后，利用永续盘存法估计出各城市 1995 年至 2017 年的实际资本存量，永续盘存法的计算公式为：

$$K_{it} = \frac{I_{it}}{P_{it}} + K_{i,t-1} \times (1 - \delta) \quad (\text{A3.8})$$

其中， K_{it} 和 $K_{i,t-1}$ 分别代表城市 i 第 t 期和第 $t-1$ 期的实际资本存量， I_{it} 为城市 i 第 t 期的固定

^① 考虑到 2000 年之前有较多城市发生行政调整，因此本文使用各城市 2000 年固定资产投资总额占全省投资总额的比例近似估计 1994 年实际资本存量占各省的比例，而没有使用 1994 年的投资总额比例。

资产投资总额， P_{it} 为固定资产价格指数， δ 为折旧率，本文取值为 9.6%。

本文使用 OLS 估计各城市的资本收入份额 α_i ，具体而言，将式(A3.5)左右两边同时除以 L_{it} 后同取对数，可以得到：

$$\ln\left(\frac{Y_{it}}{L_{it}}\right) = \ln A_{it} + \alpha_i \cdot \ln\left(\frac{K_{it}}{L_{it}}\right) \quad (\text{A3.9})$$

据此，本文构造了如下的回归方程：

$$\ln\left(\frac{Y_{it}}{L_{it}}\right) = a_0 + \sum_{n=1}^{27} \alpha_n \cdot \mathbb{I}(\text{City}_{it} = n) \cdot \ln\left(\frac{K_{it}}{L_{it}}\right) + \eta_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (\text{A3.10})$$

其中， $n = \{1, 2, \dots, 27\}$ 分别代表 27 个城市， $\mathbb{I}(\text{City}_{it} = n)$ 是指示各个城市的虚拟变量， η_i 和 γ_t 分别为城市固定效应和时间固定效应， ε_{it} 是误差项。式(A3.10)中的系数 $\{\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_{27}\}$ 即为各城市的资本收入份额。利用各城市历年的单位劳动产出 Y_{it}/L_{it} 与资本劳动比 K_{it}/L_{it} 数据，本文得到了各城市资本收入份额的估计值 $\{\hat{\alpha}_1, \hat{\alpha}_2, \dots, \hat{\alpha}_{27}\}$ 。

在完成上述的计算之后，代入式(A3.6)与式(A3.7)可得各城市历年的劳动边际产出与资本边际产出，根据式(A3.11)和式(A3.12)，本文构建了各城市 1995 年至 2017 年的劳动力价格指数与资本价格指数，随后再利用相对价格法构建各城市 1995 年至 2017 年的劳动力市场一体化指数与资本市场一体化指数。

$$P_{it}^L = \frac{MPL_{it}}{MPL_{i,t-1}} \times 100 \quad (\text{A3.11})$$

$$P_{it}^K = \frac{MPK_{it}}{MPK_{i,t-1}} \times 100 \quad (\text{A3.12})$$

附录三：使用传统多时点 DID 方法在本文中的潜在估计偏误

在本文之前，已有许多研究利用长三角城市经济协调会对新成员的吸纳作为准实验考察了城市群的一体化所产生的经济影响，这些研究在实证中使用的估计方法大多是传统的多时点双重差分法(王磊和李金磊，2021；张学良等，2017；张跃等，2021；郑军等，2021)。近年来，计量理论的发展加深了学者们对这一方法的认识，越来越多的研究指出了这一方法的潜在偏误(Baker et al., 2022; Callaway & Sant Anna, 2021; Goodman-Bacon, 2021; Marcus & Sant Anna, 2021)。例如，Goodman-Bacon(2021)指出，多时点 DID 可以分解成多个 2×2 DID，其估计得到的处理效应是这些 2×2 DID 的处理效应的加权平均。然而，在这些 2×2 DID 中，有一部分是将较早受到处理的组作为较晚受到处理的组的对照组，在处理具有长期效应时，那么这一类 2×2 DID 会扭曲对处理效应的估计。如果这一类 2×2 DID 在所有 2×2 DID 中占有较大的权重，可能导致处理效应的估计值与实际值相差很大，甚至可能具有相反的符号。

在正文中，本文使用传统的多时点 DID 方法估计了加入经济协调会对成员城市市场一体化程度的处理效应，其结论与使用 CS 方法得到的估计结果有较大的差异。为了体现多时点 DID 方法在本文研究情景下的不足，本文使用 Bacon 分解(Goodman-Bacon et al., 2019)将多时点 DID 分解成若干的 2×2 DID。附图 1 展示了原文表 2 中第(1)列的分解结果。该图纵轴代表不同 2×2 DID 估计得到的处理效应，横轴代表不同 2×2 DID 在加总时的权重。其中，后处理组作为处理组、先处理组作为对照组的 2×2 DID(可能导致估计偏误的一类 2×2 DID)用黑色叉号表示，先处理组作为处理组、后处理组做的对照组的 2×2 DID 用灰色叉号表示，以未曾受到处理的样本作为对照组的 2×2 DID 用三角形表示。从该图中可以看出，大部分的 2×2 DID 得到的处理效应为负，代表与非城市群成员相比，经济协调会的成员城市间的人均实际 GDP 差距在缩小。然而，图中有三个黑色叉号表示的估计结果明显大于 0，且具有相对较大的权重，这三组结果使得加总后求得的平均处理效应出现了较大的偏误。尽管由于以三角形标示的一类 2×2 DID 具有最大的权重(权重为 0.658)，因此最终估计结果仍然为负，但是前述三组结果的存在使得处理效应被明显低估，这一点在原文表 2 前两列与其他列的对比中有明显体现。

本文进一步使用原文中估计经济协调会对市场一体化的处理效应为例，说明传统的多时点 DID 对估计结果的扭曲。在附图 2 中，导致扭曲的 2×2 DID 具有最大的权重，由于这一类 2×2 DID 的估计结果与其他相比具有相反的符号，因此使得加总得到的处理效应被大大低估。在附表 3 中，本文提供了传统的多时点 DID 方法的估计结果，其点估计值非常小，且在统计意义上不显著，这正体现了方法上的不足导致处理效应被低估。在使用 CS 方法剔除这些 2×2 DID 之后，估计得到的处理效应大幅提高，并在统计意义上由不显著变为显著。

需要指出的是，根据 Goodman-Bacon(2021)的结论，某一组 2×2 DID 的估计结果在加总得到平均处理效应时的权重仅取决于其受到处理的时点以及该组中处理组与控制组的样本分布。这意味着，由于大多数利用经济协调会作为准实验的研究与本文的数据结构是类似的(尤其是附图 2 所对应的数据结构)，因此这些研究的估计结果很可能面临着较大的偏误。综上，本文认为，后续的研究者需要以更加谨慎的态度对待这些研究得到的结论。

附录四：额外的简约式估计结果

（一）经济协调会区域平衡效应

附表4汇报了经济协调会对城市间人均实际GDP差距的影响。由于经典方法存在偏误，尽管第(1)列与第(2)列的估计结果为负，但估计值较小。第(3)列至第(7)列使用了CS方法，其中第(3)列与第(4)列均未添加控制变量，第(3)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；考虑到这一做法可能会导致处理组与对照组之间存在较大的差异，本文在第(3)列中加入了那些以较晚受到处理的城市对(简称为“后处理组”)作为对照组、较早受到处理的城市对(简称为“先处理组”)作为处理组的2×2DID。第(3)列与第(4)列估计得到的平均处理效应为负且显著，根据第(4)列的结果，加入经济协调会使得成员城市间的人均实际GDP差异缩小22.6%。本文在第(5)列至第(7)列中逐渐引入反映城市间地理区位差异、要素投入规模差异与产业结构差异的变量，所得的处理组平均处理效应只有微小的变动，表明估计具有较强的稳定性。

一个可能导致附表4估计存在偏误的原因是，一个城市对中单一城市加入经济协调可能会产生溢出效应，导致控制组也受到政策的影响。具体而言，附表4中定义的处理组城市对是指，当城市对中双方均加入经济协调会时，本文才将其视为受到处理；然而，当城市对中一方加入经济协调会而另一方未加入时，加入经济协调会的城市的人均实际GDP可能会受到影响，进而影响双方的人均实际GDP差距。如果这种溢出效应存在，那么这类城市对并不是DID估计中合适的对照组。为了排除这一影响，本文仅保留两类城市对：双方均未曾加入经济协调会的城市对(对照组)、双方中一方未曾加入经济协调会而另一方在某一时间点加入经济协调会的城市对(视为处理组)，如果上述溢出效应存在，则在这一子样本中也应该估计得到显著的处理效应。附表5的第(1)列至第(3)列展示了估计结果，这一子样本中总体的平均处理效应并不显著，而且点估计值与基准回归相比很小，这说明此类溢出效应并不会对估计产生明显的影响。

此外，本文从另一个角度排除了此类溢出效应的影响。本文构造了另一个子样本，仅保留了双方在同一年份加入经济协调会的城市对以及双方均未曾加入经济协调会的城市对，该子样本不会受到此类溢出效应的影响。附表5的第(4)列至第(6)列展示了这一子样本的估计结果。可以发现，估计得到的平均处理效应相比起基准回归略有下降，但是差异并不大。虽然样本大幅减少加剧了统计推断中的不确定性(估计得到的标准误有较大的上升)，但是结果依然均在10%的显著性水平下显著。^①

为了进一步检验结论的稳健性，本文构造了仅包含1997年组的城市对(105对)与未曾受到处理的城市对(279对)的子样本，此时样本中处理组具有相同的处理时点，因此本文使用双重差分法估计1997年组的处理效应，基准回归方程如下：

$$y_{i,j,t} = \alpha + \beta \cdot Policy_{i,j} \cdot Year_t^{97} + \gamma X_{i,j,t} + \eta_{i,j} + \mu_t + \varepsilon_{i,j,t} \quad (A4.1)$$

其中 $Policy_{i,j}$ 是指示城市对属于1997年组的虚拟变量， $Year_t^{97}$ 是指示时间在1997年之后的虚拟变量，两者的交互项系数 β 代表经济协调会对1997年组产生的处理效应。本文在基准模型的基础上灵活调整了控制变量与固定效应，附表6展示了估计结果。第(1)列是最简约的模型，仅仅包含DID交互项与双向固定效应。第(2)列是基准模型，在第(1)列的基础上加入了三个控制变量：总人口数差异的对数值、第三产业占比差异和港口距离差异的对数值。第(3)列进一步加入了控制变量与时间固定效应的交互，即允许控制变量的边际效应随时间发生变

^① 实际上可能还存在另一类溢出效应。如果考虑到经济协调会成员城市间的交流合作会对整个长三角地区的市场一体化产生溢出效应，那么即使城市对中双方均未加入经济协调会，也可能产生一定的区域平衡效应。本文的简约式估计无法排除这一类溢出效应，但由于这一类溢出效应将导致处理效应被低估，因此本文没有对此进行调整。

化。第(4)列考虑了边界效应，唐为(2021)指出，同省城市之间的市场一体化水平相比起跨省城市要更高，本文认为行政边界可能也会对区域平衡过程产生影响，因此本文构造了指示城市对是否属于同一省份的虚拟变量，并将其与时间固定效应进行交互。第(5)列控制了城市对中两个城市所属省份分别与时间的交互固定效应。可以发现，尽管对模型进行了不同的调整，但第(1)列至第(4)列的估计结果均显著为负，且点估计值的差异不大。相比之下，第(5)列的估计结果有较大偏离，这可能是由于加入的交互固定效应与DID交互项有较强的相关性，从而导致了估计精度的下降，但尽管如此，估计得到的处理效应依然是显著且符号一致的。综上，附表6的结果展示了本文结论的稳健性。

(二)经济集聚与人口集聚的方向

附表7汇报了经济协调会对成员城市间实际GDP差距与人口数差距的处理效应，在所有的模型设定下，估计得到的平均处理效应均显著为正。根据第(3)列与第(6)列，经济协调会使得成员城市间的实际GDP总量差距扩大了8%，人口数差距扩大了8.7%。这一结果表明，在长三角各城市人均实际GDP趋同的过程中，经济总量与人口数向某些城市集聚，呈现出陆铭等(2019)所描述的“集聚中平衡”过程。此外，与表2的估计结果一致，在考察不同处理组的平均处理效应时，几乎只有1997年组的处理效应是在经济意义与统计意义上显著的。

附表7的不足在于仅指出了城市间经济总量与人口差距的扩大，而并不足以说明经济总量与人口向具有何种特征的地区集聚，为此需要考察经济总量分布与人口总量分布的变化方向。由于现有文献强调了地理区位优势对经济增长的重要意义，例如陆铭等(2019)发现地理区位因素可以解释26.5%的区域经济发展水平差异，因此本文根据城市中心到最近港口的距离，将1997年组中15个城市均分为“相对靠近港口的城市”与“相对远离港口的城市”，并在两个子样本中分别进行双重差分估计，回归方程如下：

$$y_{i,t} = \alpha + \beta_1 \cdot Pol_i \cdot Year_t^{97} + \beta_2 \cdot Pol_i \cdot Year_t^{97} \cdot \ln Dist_i + \gamma X_{i,t} + \eta_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (A4.2)$$

估计该回归方程使用了城市层面的样本，包含1997年组的15个城市(处理组)与未曾受到处理的9个城市(对照组)。其中 $y_{i,t}$ 代表城市 i 在第 t 年的实际GDP； Pol_i 是指示该城市是否于1997年加入经济协调会， $Year_t^{97}$ 是指示年份是否在1997年及以后的虚拟变量，因此其交互项系数 β_1 反映了经济协调会的处理效应； $\ln Dist_i$ 是城市 i 到最近港口的距离的对数值，其与DID交互项的交互系数 β_2 反映了地理因素对处理效应的调节作用； $X_{i,t}$ 是控制变量； η_i 和 μ_t 分别代表城市固定效应和时间固定效应。

附表8汇报了估计的结果。第(1)列至第(3)列未加入交互项，本文发现，相对靠近港口的城市受到的处理效应明显更大，而相对远离港口的城市受到的处理效应虽然也为正，但是明显较小，并且在统计上不再显著。第(4)列和第(5)列加入了交互项，此时地理距离起到了显著的调节效应，估计结果表明，在相对靠近港口的城市中，更具有地理区位优势的城市受到了更大的处理效应。因此，上述经验证据说明，在1997年组的15个城市内部，经济总量与人口朝着更具地理区位优势的城市集聚，这与部分其他国家的实践经验是相一致(Meijers, 2005)。在附表9中，本文补充了根据2000年的人均实际GDP大小分为两组的的分组回归结果，虽然与按地理条件的划分结果存在一定的差异，但是结论基本上是一致的：经济相对发达的城市的GDP总量与人口数受到的处理效应更大，表明在城市间开展协商合作后，经济总量与人口朝着经济相对发达的城市集聚。

附录五：数学证明

(一) 对式(10)的证明

根据定义，流动份额满足：

$$m_{ij} = \Pr \left\{ \frac{\varepsilon_{ij} g_j^{\varphi_u}}{d_{ij} \mu_{ij}} W_j \geq \max_{j'} \left\{ \frac{\varepsilon_{ij'} g_{j'}^{\varphi_u}}{d_{ij'} \mu_{ij'}} W_{j'} \right\} \right\} \quad (\text{A5.1})$$

由于 ε_{ij} 相互独立且服从形状参数为 κ 的Fréchet分布，可以求得 ε_{ij} 的概率密度函数为：

$$f_\varepsilon(x) = \begin{cases} \kappa x^{-\kappa-1} e^{-x^{-\kappa}}, & \text{若 } x \geq 0 \\ 0, & \text{其他} \end{cases} \quad (\text{A5.2})$$

因此式(A5.1)可进行如下变换：

$$\begin{aligned} m_{ij} &= \Pr \left\{ \frac{\varepsilon_{ij} g_j^{\varphi_u}}{d_{ij} \mu_{ij}} W_j \geq \max_{j'} \left\{ \frac{\varepsilon_{ij'} g_{j'}^{\varphi_u}}{d_{ij'} \mu_{ij'}} W_{j'} \right\} \right\} \\ &= \int_0^{+\infty} \Pr \left\{ \frac{x g_j^{\varphi_u}}{d_{ij} \mu_{ij}} W_j \geq \max_{j'} \left\{ \frac{\varepsilon_{ij'} g_{j'}^{\varphi_u}}{d_{ij'} \mu_{ij'}} W_{j'} \right\} \right\} f_\varepsilon(x) dx \\ &= \int_0^{+\infty} \left(\prod_{j' \neq j} \Pr \left\{ \frac{x g_j^{\varphi_u}}{d_{ij} \mu_{ij}} W_j \geq \frac{\varepsilon_{ij'} g_{j'}^{\varphi_u}}{d_{ij'} \mu_{ij'}} W_{j'} \right\} \right) f_\varepsilon(x) dx \\ &= \int_0^{+\infty} e^{-x^{-\kappa} \sum_{j' \neq j} \left(\frac{g_{j'}^{\varphi_u} W_{j'} / (d_{ij'} \mu_{ij'})}{g_j^{\varphi_u} W_j / (d_{ij} \mu_{ij})} \right)^\kappa} \cdot e^{-x^{-\kappa}} d(-x^{-\kappa}) \\ &= \int_0^{+\infty} e^{-x^{-\kappa} \sum_{j'} \left(\frac{g_{j'}^{\varphi_u} W_{j'} / (d_{ij'} \mu_{ij'})}{g_j^{\varphi_u} W_j / (d_{ij} \mu_{ij})} \right)^\kappa} d(-x^{-\kappa}) \\ &= \frac{[g_j^{\varphi_u} W_j / (d_{ij} \mu_{ij})]^\kappa}{\sum_{j'} [g_{j'}^{\varphi_u} W_{j'} / (d_{ij'} \mu_{ij'})]^\kappa} \left(e^{-x^{-\kappa} \sum_{j'} \left(\frac{g_{j'}^{\varphi_u} W_{j'} / (d_{ij'} \mu_{ij'})}{g_j^{\varphi_u} W_j / (d_{ij} \mu_{ij})} \right)^\kappa} \Big|_{x=0}^{x=+\infty} \right) \\ &= \frac{[g_j^{\varphi_u} W_j / (d_{ij} \mu_{ij})]^\kappa}{\sum_{j'} [g_{j'}^{\varphi_u} W_{j'} / (d_{ij'} \mu_{ij'})]^\kappa} \end{aligned}$$

至此证明完毕。

(二) 对式(16)的证明

对式(16)的证明与对式(10)的证明类似，根据定义，贸易份额满足：

$$\pi_{ij} = \Pr \left\{ \frac{\tau_{ij} c_i}{z_i^\omega G_i^{\varphi_p}} \leq \min_{i'} \left\{ \frac{\tau_{i'j} c_{i'}}{z_{i'}^\omega G_{i'}^{\varphi_p}} \right\} \right\} \quad (\text{A5.3})$$

由于 z_i^ω 相互独立且服从形状参数为 κ 的Fréchet分布，可以求得 ε_{ij} 的概率密度函数为：

$$f_z(x) = \begin{cases} \theta T_i e^{-T_i x^{-\theta}} x^{-\theta-1}, & \text{若 } x \geq 0 \\ 0, & \text{其他} \end{cases} \quad (\text{A5.4})$$

因此式(A5.3)可进行如下变换：

$$\begin{aligned}
\pi_{ij} &= \Pr \left\{ \frac{\tau_{ij}c_i}{z_i^\omega G_i^{\varphi_p}} \leq \min_{i'} \left\{ \frac{\tau_{i'j}c_{i'}}{z_{i'}^\omega G_{i'}^{\varphi_p}} \right\} \right\} \\
&= \int_0^{+\infty} \Pr \left\{ \frac{\tau_{ij}c_i}{xG_i^{\varphi_p}} \leq \min_{i'} \left\{ \frac{\tau_{i'j}c_{i'}}{z_{i'}^\omega G_{i'}^{\varphi_p}} \right\} \right\} f_z(x) dx \\
&= \int_0^{+\infty} \left(\prod_{i' \neq i} \Pr \left\{ \frac{\tau_{ij}c_i}{xG_i^{\varphi_p}} \leq \frac{\tau_{i'j}c_{i'}}{z_{i'}^\omega G_{i'}^{\varphi_p}} \right\} \right) f_z(x) dx \\
&= -T_i \int_0^{+\infty} e^{x^{-\theta} \sum_{i' \neq i} \frac{-T_{i'}(\tau_{i'j}c_{i'}/G_{i'}^{\varphi_p})^{-\theta}}{(\tau_{ij}c_i/G_i^{\varphi_p})^{-\theta}}} \cdot e^{-T_i x^{-\theta}} d(x^{-\theta}) \\
&= -T_i \int_0^{+\infty} e^{x^{-\theta} \sum_{i'} \frac{-T_{i'}(\tau_{i'j}c_{i'}/G_{i'}^{\varphi_p})^{-\theta}}{(\tau_{ij}c_i/G_i^{\varphi_p})^{-\theta}}} d(x^{-\theta}) \\
&= \frac{T_i(\tau_{ij}c_i/G_i^{\varphi_p})^{-\theta}}{\sum_{i'} T_{i'}(\tau_{i'j}c_{i'}/G_{i'}^{\varphi_p})^{-\theta}} \left(e^{x^{-\theta} \sum_{i'} \left(\frac{-T_{i'}\tau_{i'j}c_{i'}/G_{i'}^{\varphi_p}}{\tau_{ij}c_i/G_i^{\varphi_p}} \right)^{-\theta}} \Big|_{x=0}^{x=+\infty} \right) \\
&= \frac{T_i(\tau_{ij}c_i/G_i^{\varphi_p})^{-\theta}}{\sum_{i'} T_{i'}(\tau_{i'j}c_{i'}/G_{i'}^{\varphi_p})^{-\theta}}
\end{aligned}$$

至此证明完毕。

(三) 对式 (17) 的证明

由于最终品是连续中间品的 CES 加总, 根据 CES 生产函数的性质, 易证最终品价格为:

$$p_j = \left[\int_0^1 (p_j^\omega)^{1-\eta} d\omega \right]^{\frac{1}{1-\eta}} \quad (\text{A5.5})$$

由于假设了某一地区企业生产率所服从的 Fréchet 分布并不在中间品类型上存在差异, 即分布函数并非 ω 的函数, 因此对于任意的中间品 ω , p_j^ω 具有相同的分布函数。根据大数定律, 式 (A5.5) 等价于:

$$p_j = \mathbb{E} \left[(p_j^\omega)^{1-\eta} \right]^{\frac{1}{1-\eta}} \quad (\text{A5.6})$$

下面求取 p_j^ω 的分布函数和概率密度函数, 根据分布函数的定义, 有:

$$F_p(x) = 1 - \Pr\{p_j^\omega \geq x\} = 1 - \Pr\left\{ \min \left\{ \frac{\tau_{ij}c_i}{z_i^\omega G_i^{\varphi_p}} \right\} \geq x \right\} = 1 - e^{-\Theta_j x^\theta} \quad (\text{A5.7})$$

其中 $\Theta_j \equiv \sum_i T_i(\tau_{ij}c_i/G_i^{\varphi_p})^{-\theta}$ 。于是, p_j^ω 的概率密度函数为:

$$f_p(x) = \begin{cases} \theta \Theta_j x^{\theta-1} e^{-\Theta_j x^\theta}, & \text{若 } x \geq 0 \\ 0, & \text{其他} \end{cases} \quad (\text{A5.8})$$

由此有:

$$\mathbb{E} \left[(p_j^\omega)^{1-\eta} \right] = \int_0^{+\infty} x^{1-\eta} f_p(x) dx = \Gamma \left(\frac{1-\eta+\theta}{\theta} \right) \Theta_j^{-\frac{1-\eta}{\theta}} \quad (\text{A5.9})$$

其中, $\Gamma(\cdot)$ 代表 Gamma 函数。于是可以求得最终品的价格指数为:

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

至此证明完毕。

(四) 对式 (24) 与 (25) 的证明

当居民部门实现最优化时, 户籍所在地为省份 i 的居民依据自身的偏好, 在全国 N 个省份中寻找使自身效用最大化的居住地。因此, 其效用水平低于某一大小 x 的概率为:

$$F_v(x) = \Pr \left\{ \max_{j'} \left\{ \frac{\varepsilon_{ij'} g_{j'}^{\varphi_u}}{d_{ij'} \mu_{ij'}} W_{j'} \right\} \leq x \right\} = \prod_{j'} \Pr \left\{ \varepsilon_{ij'} \leq \frac{x d_{ij'} \mu_{ij'}}{g_{j'}^{\varphi_u} W_{j'}} \right\} = e^{-x^{-\kappa} \sum_{j'} \left(\frac{g_{j'}^{\varphi_u} W_{j'}}{d_{ij'} \mu_{ij'}} \right)^{\kappa}} \quad (\text{A5.10})$$

因此, 户籍所在地为省份 i 的居民的期望效用为:

$$V_i = \int_0^{+\infty} x dF_v(x) = \Gamma \left(\frac{\kappa - 1}{\kappa} \right) \left[\sum_{j'} \left(\frac{g_{j'}^{\varphi_u} W_{j'}}{d_{ij'} \mu_{ij'}} \right)^{\kappa} \right]^{1/\kappa} \quad (\text{A5.11})$$

由大数定律, 该期望效用即为户籍所在地为省份 i 的居民的平均福利。进而根据式 (11), 有:

$$\sum_{j'} \left(\frac{g_{j'}^{\varphi_u} W_{j'}}{d_{ij'} \mu_{ij'}} \right)^{\kappa} = m_{ii}^{-1} g_i^{\varphi_u \kappa} W_i^{\kappa} \quad (\text{A5.12})$$

将式 (A5.12) 代入 (A5.11), 可得:

$$V_i = \Gamma \left(\frac{\kappa - 1}{\kappa} \right) m_{ii}^{-1/\kappa} g_i^{\varphi_u} W_i \quad (\text{A5.13})$$

在此基础上, 可以求得福利的相对变化:

$$\hat{V}_i = \hat{m}_{ii}^{-1/\kappa} \hat{g}_i^{\varphi_u} \hat{W}_i$$

总体福利水平是各户籍所在地的居民平均福利水平 V_i 以户籍人口为权重的加权平均, 代入式 (A5.13), 可得总体福利的相对变化为:

$$\hat{V} = \frac{\sum_i V_i' \bar{L}_i}{\sum_i V_i \bar{L}_i} = \frac{\sum_i m_{ii}'^{-1/\kappa} g_i^{\varphi_u} W_i' \bar{L}_i}{\sum_i m_{ii}^{-1/\kappa} g_i^{\varphi_u} W_i \bar{L}_i} = \sum_i \zeta_i \hat{m}_{ii}^{-1/\kappa} \hat{g}_i^{\varphi_u} \hat{W}_i$$

其中, $\zeta_i \equiv m_{ii}^{-1/\kappa} g_i^{\varphi_u} W_i \bar{L}_i / (\sum_i m_{ii}^{-1/\kappa} g_i^{\varphi_u} W_i \bar{L}_i)$ 。至此证明完毕。

(五) 对式 (31) 的证明

根据 \hat{m}_{ii} 的定义, 有:

$$\frac{1}{\hat{m}_{ii}} = \frac{1/m_{ii}'}{1/m_{ii}} \quad (\text{A5.14})$$

代入 m_{ii}' 和 m_{ii} 的表达式, 可以得到:

$$\begin{aligned}
\frac{1/m'_{ii}}{1/m_{ii}} &= \frac{\sum_{j=1}^N \left(\frac{g_j}{g_i}\right)^{\varphi_u \kappa} \left(\frac{1-t_j^u}{1-t_i^u}\right)^\kappa \left(\frac{W'_j}{W'_i}\right)^\kappa d_{ij}^{-\kappa} (\mu'_{ij})^{-\kappa}}{\sum_{j=1}^N \left(\frac{g_j}{g_i}\right)^{\varphi_u \kappa} \left(\frac{1-t_j^u}{1-t_i^u}\right)^\kappa \left(\frac{W_j}{W_i}\right)^\kappa d_{ij}^{-\kappa} \mu_{ij}^{-\kappa}} \\
&= \frac{\sum_{j=1}^N \left(\frac{g_j}{g_i}\right)^{\varphi_u \kappa} \left(\frac{1-t_j^u}{1-t_i^u}\right)^\kappa \left(\frac{W_j}{W_i}\right)^\kappa d_{ij}^{-\kappa} (\mu_{ij})^{-\kappa} \left(\frac{\widehat{W}_j}{\widehat{W}_i}\right) \widehat{\mu}_{ij}^{-\kappa}}{\sum_{j=1}^N \left(\frac{g_j}{g_i}\right)^{\varphi_u \kappa} \left(\frac{1-t_j^u}{1-t_i^u}\right)^\kappa \left(\frac{W_j}{W_i}\right)^\kappa d_{ij}^{-\kappa} \mu_{ij}^{-\kappa}} \\
&= \sum_{j=1}^N \left(\frac{\widehat{W}_j}{\widehat{W}_i}\right)^\kappa \widehat{\mu}_{ij}^{-\kappa} \frac{\left(\frac{g_j}{g_i}\right)^{\varphi_u \kappa} \left(\frac{1-t_j^u}{1-t_i^u}\right)^\kappa \left(\frac{W_j}{W_i}\right)^\kappa d_{ij}^{-\kappa} \mu_{ij}^{-\kappa}}{\sum_{j=1}^N \left(\frac{g_j}{g_i}\right)^{\varphi_u \kappa} \left(\frac{1-t_j^u}{1-t_i^u}\right)^\kappa \left(\frac{W_j}{W_i}\right)^\kappa d_{ij}^{-\kappa} \mu_{ij}^{-\kappa}} \\
&= \sum_{j=1}^N \left(\frac{\widehat{W}_j}{\widehat{W}_i}\right)^\kappa \widehat{\mu}_{ij}^{-\kappa} \frac{g_j^{\varphi_u \kappa} (1-t_j^u)^\kappa W_j^\kappa d_{ij}^{-\kappa} \mu_{ij}^{-\kappa}}{\sum_{j=1}^N g_j^{\varphi_u \kappa} (1-t_j^u)^\kappa W_j^\kappa d_{ij}^{-\kappa} \mu_{ij}^{-\kappa}} \\
&= \sum_{j=1}^N \left(\frac{\widehat{W}_j}{\widehat{W}_i}\right)^\kappa \widehat{\mu}_{ij}^{-\kappa} m_{ij}
\end{aligned}$$

由于当 $j = i$ 时, 流动成本 μ_{ii} 恒等于 1, 因此其反事实变化 $\widehat{\mu}_{ii}$ 也恒等于 1, 将 $j = i$ 一项从求和符号中分离出来, 即可得到文中的式 (32):

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

至此证明完毕。

(六) 对式 (35) 的证明

由于 $\widehat{W}_j/\widehat{W}_i = (\widehat{Y}_j/\widehat{Y}_i)/(\widehat{L}_j/\widehat{L}_i)$, 因此首先考虑 $\widehat{Y}_j/\widehat{Y}_i$ 的形式变换。根据式 (32), 可得:

$$\frac{\widehat{Y}_j}{\widehat{Y}_i} = \frac{\sum_{n=1}^N \omega_j^n \widehat{Y}_j^n}{\sum_{m=1}^M \omega_i^m \widehat{Y}_i^m} \quad (\text{A5.15})$$

任取省份 i 中的某一城市 m' , 将式 (A5.15) 的分子和分母同时除以 $\omega_i^{m'} \widehat{Y}_i^{m'}$, 得到:

$$\frac{\widehat{Y}_j}{\widehat{Y}_i} = \frac{\sum_{n=1}^N \omega_j^n \widehat{Y}_j^n}{\omega_i^{m'} \widehat{Y}_i^{m'}} \cdot \frac{\omega_i^{m'} \widehat{Y}_i^{m'}}{\sum_{m=1}^M \omega_i^m \widehat{Y}_i^m} = \sum_{n=1}^N \left(\frac{\omega_j^n}{\omega_i^{m'}}\right) \left(\frac{\widehat{Y}_j^n}{\widehat{Y}_i^{m'}}\right) \xi_i^{m'} \quad (\text{A5.16})$$

其中, $\xi_i^{m'} \equiv \omega_i^{m'} \widehat{Y}_i^{m'} / \sum_{m=1}^M \omega_i^m \widehat{Y}_i^m$, 代表城市 m' 实际 GDP 总量的相对变化在省份 i 所有城市中的一个加权份额。式 (A5.16) 对所有 $m' \in \{1, \dots, M\}$ 均成立, 因此共有 M 个等式。为了减少估计中的偏差, 本文将这 M 个等式求和, 并将上标 m' 改写为 m , 可以得到:

$$\frac{\widehat{Y}_j}{\widehat{Y}_i} = \frac{1}{M} \sum_{m=1}^M \sum_{n=1}^N \left(\frac{\omega_j^n}{\omega_i^m}\right) \left(\frac{\widehat{Y}_j^n}{\widehat{Y}_i^m}\right) \xi_i^m \quad (\text{A5.17})$$

同理, 可以将相对人口数的反事实变化表示如下:

$$\frac{\widehat{L}_j}{\widehat{L}_i} = \frac{1}{M} \sum_{m=1}^M \sum_{n=1}^N \left(\frac{\nu_j^n}{\nu_i^m}\right) \left(\frac{\widehat{L}_j^n}{\widehat{L}_i^m}\right) \zeta_i^m \quad (\text{A5.18})$$

其中, $\zeta_i^m \equiv \nu_i^m \widehat{L}_i^m / \sum_{m=1}^M \nu_i^m \widehat{L}_i^m$ 。

最后, 将式 (A5.16) 和式 (A5.17) 相除, 即可得到省份 j 与省份 i 相对收入的反事实变化:

$$\frac{\widehat{W}_j}{\widehat{W}_i} = \frac{\sum_{m=1}^M \sum_{n=1}^N (\omega_j^n / \omega_i^m) (\widehat{Y}_j^n / \widehat{Y}_i^m) \xi_i^m}{\sum_{m=1}^M \sum_{n=1}^N (\nu_j^n / \nu_i^m) (\widehat{L}_j^n / \widehat{L}_i^m) \zeta_i^m}$$

至此证明完毕。

附录六：关键内生变量的相对变化与算法简述

(一) 关键内生变量的相对变化

由式(6)、式(20)、式(21)和式(22)，可以得到政府公共支出的相对变化为：

$$\hat{G}_j = \frac{\hat{w}_j \hat{L}_j}{\hat{p}_j} \quad (\text{A6.1})$$

由式(13)、式(21)和式(22)，可以得到单位投入束成本的相对变化为：

$$\hat{c}_j = \hat{w}_j^{\alpha+\sigma} \hat{p}_j^{1-\alpha-\sigma} \left(\frac{\hat{L}_j}{\hat{R}_j^p} \right)^\sigma \quad (\text{A6.2})$$

由式(16)，可以得到贸易份额的相对变化为：

$$\hat{\pi}_{ij} = \frac{\hat{T}_i(\hat{\tau}_{ij} \hat{c}_i)^{-\theta} \hat{G}_i^{\varphi_p \theta}}{\sum_{i'=1}^{N+1} \hat{T}_{i'}(\hat{\tau}_{i'j} \hat{c}_{i'})^{-\theta} \hat{G}_{i'}^{\varphi_p \theta} \pi_{i'j}} \quad (\text{A6.3})$$

根据该式可以求出反事实情形下的贸易份额： $\pi'_{ij} = \pi_{ij} \hat{\pi}_{ij}$ 。

由式(17)，可以得到最终品价格的相对变化为：

$$\hat{p}_j = \left[\sum_{i=1}^{N+1} \hat{T}_i(\hat{\tau}_{ij} \hat{c}_i)^{-\theta} \hat{G}_i^{\varphi_p \theta} \pi_{ij} \right]^{-\frac{1}{\theta}} \quad (\text{A6.4})$$

结合式(8)，可以得到价格指数的相对变化为：

$$\hat{P}_j = \hat{p}_j^\beta \left(\frac{\hat{w}_j \hat{L}_j}{\hat{R}_j^h} \right)^{1-\beta} \quad (\text{A6.5})$$

由式(10)，可以得到流动份额的相对变化为：

$$\hat{m}_{ij} = \frac{[\hat{g}_j^{\varphi_u} \hat{W}_j / \hat{\mu}_{ij}]^\kappa}{\sum_{j'=1}^N [\hat{g}_{j'}^{\varphi_u} \hat{W}_{j'} / \hat{\mu}_{ij'}]^\kappa m_{ij'}} \quad (\text{A6.6})$$

其中， $\hat{g}_j = \hat{G}_j / \hat{L}_j^\chi$ 且 $\hat{W}_j = \hat{w}_j / \hat{P}_j$ 。根据该式可以求出反事实情形下的流动份额： $m'_{ij} = m_{ij} \hat{m}_{ij}$ ，于是可以得到常住人口的相对变化：

$$\hat{L}_j = \frac{1}{L_j} \sum_{i=1}^N \bar{L}_i m'_{ij} \quad (\text{A6.7})$$

由式(18)和式(21)，可以得到总产出的相对变化为：

$$\hat{R}_j = \hat{w}_j \hat{L}_j \quad (\text{A6.8})$$

因此反事实情形下的产出为： $R'_j = R_j \hat{R}_j$ 。

最后，由式(19)，可以得到反事实情形下的市场出清条件：

$$X'_j = \beta w'_j L'_j + (1 - \alpha - \sigma) R'_j + p'_j G'_j \quad (\text{A6.9})$$

其中， $w'_j L'_j = w_j L_j \hat{w}_j \hat{L}_j$ ，且由式(5)、式(20)和式(22)可得 $p'_j G'_j = (1 - \beta + \sigma/\alpha) w'_j L'_j$ 。

(二) 算法简述

在简述定量算法之前，本文首先对量化空间模型的反事实均衡进行如下定义：

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：

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

以及反事实情形下外生变量的相对变化为:

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

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(A6.1)至(A6.9)成立。

基于上述定义, 本文算法流程如下:

- i. 猜测 $\hat{\Phi}$ 的一个解, 记为:

$$\hat{\Phi}^0 = \{\hat{w}_i^0, \hat{L}_i^0, \hat{p}_i^0\}_{i=1}^{N+1}$$

- ii. 将 $\hat{\Phi}^0$ 依序代入式(A6.1)至(A6.4), 从而求得一组最终品价格相对变化的新解:

$$\{\hat{p}_i^1\}_{i=1}^{N+1}$$

- iii. 将 $\hat{\Phi}^0$ 依序代入式(A6.5)至(A6.7), 从而求得一组常住居民数量相对变化的新解:

$$\{\hat{L}_i^1\}_{i=1}^{N+1}$$

- iv. 将 $\hat{\Phi}^0$ 代入式(A6.8), 计算出反事实情形下的总产出:

$$\{R_i'^0\}_{i=1}^{N+1}$$

- v. 根据式(19)可得反事实情形下总产出与总支出的关系如下:

$$R_i' = \sum_{j=1}^{N+1} \pi_{ij}' X_j'$$

据此可由反事实情形下的总产出求出反事实情形下的总支出:

$$\{X_i'^0\}_{i=1}^{N+1}$$

- vi. 设定数值解的容忍度 o , 并检查最终品价格相对变化和常住居民数量相对变化的猜测解与新解的差值是否在容忍度的范围以内:

$$\sum_{i=1}^{N+1} |\hat{p}_i^1 - \hat{p}_i^0| \leq o$$

$$\sum_{i=1}^{N+1} |\hat{L}_i^1 - \hat{L}_i^0| \leq o$$

再根据反事实情形下的出清条件(A6.9), 判断模型是否出清:

$$\sum_{i=1}^{N+1} |X_i'^0 - (1 + \frac{\sigma}{\alpha}) w_j' L_j' - (1 - \alpha - \sigma) R_j'^0| \leq o$$

- vii. 如果上一步中的条件不满足, 则据此调整猜测解的值, 并重复上述步骤, 直至得到一个满足条件的数值解, 此时即求得模型的反事实均衡。

附录参考文献

- 陆铭、李鹏飞、钟辉勇, 2019:《发展与平衡的新时代——新中国70年的空间政治经济学》,《管理世界》,第10期。
- 唐为, 2021:《要素市场一体化与城市群经济的发展——基于微观企业数据的分析》,《经济学(季刊)》,第01期。
- 王磊、李金磊, 2021:《区域一体化、地方政府行为与服务业结构升级——基于长三角城市经济协调会的准自然实验》,《华东经济管理》,第07期。
- 张军、吴桂英、张吉鹏, 2004:《中国省际物质资本存量估算:1952—2000》,《经济研究》,第10期。
- 张学良、李培鑫、李丽霞, 2017:《政府合作、市场整合与城市群经济绩效——基于长三角城市经济协调会的实证检验》,《经济学(季刊)》,第04期。
- 张跃、刘莉、黄帅金, 2021:《区域一体化促进了城市群经济高质量发展吗?——基于长三角城市经济协调会的准自然实验》,《科学学研究》,第01期。
- 郑军、郭宇欣、唐亮, 2021:《区域一体化合作能否助推产业结构升级?——基于长三角城市经济协调会的准自然实验》,《中国软科学》,第08期。
- Baker, A. C., Larcker, D. F. and Wang, C. C. Y., 2022, "How Much Should we Trust Staggered Difference-in-Differences Estimates?", *Journal of Financial Economics*, 144(2): 370-395.
- Barrell, R. and Nahhas, A., 2022, "Regional Integration and Bilateral Fdi Stocks in the Oecd", *International Journal of Finance & Economics*, 27(3): 3032-3050.
- Bergstrand, J. H., Larch, M. and Yotov, Y. V., 2015, "Economic Integration Agreements, Border Effects, and Distance Elasticities in the Gravity Equation", *European Economic Review*, 78: 307-327.
- Callaway, B. and Sant Anna, P. H. C., 2021, "Difference-in-Differences with Multiple Time Periods", *Journal of Econometrics*, 225(2): 200-230.
- Goodman-Bacon, A., 2021, "Difference-in-Differences with Variation in Treatment Timing", *Journal of Econometrics*, 225(2): 254-277.
- Goodman-Bacon, A., Goldring, T. and Nichols, A., 2019, "Bacondecomp: Stata Module to Perform a Bacon Decomposition of Difference-in-Differences Estimation", Boston College Department of Economics.
- Han, D. B., Penson, J. B. and Jansen, D. W., 1990, "Variance of Agricultural Prices, Industrial Prices, and Money", *American Journal of Agricultural Economics*, 72(4): 1066-1073.
- Lee, D. S., Mccrary, J., Moreira, M. J. and Porter, J., 2022, "Valid T-Ratio Inference for IV", *American Economic Review*, 112(10): 3260-3290.
- Marcus, M. and Sant Anna, P. H. C., 2021, "The Role of Parallel Trends in Event Study Settings: An Application to Environmental Economics", *Journal of the Association of Environmental and Resource Economists*, 8(2): 235-275.
- Meijers, E., 2005, "Polycentric Urban Regions and the Quest for Synergy: Is a Network of Cities More than the Sum of the Parts?", *Urban Studies*, 42(4): 765-781.
- Narayan, S. and Nguyen, T. T., 2016, "Does the Trade Gravity Model Depend On Trading Partners? Some Evidence From Vietnam and Her 54 Trading Partners", *International Review of Economics & Finance*, 41: 220-237.
- Parsley, D. C. and Wei, S., 1996, "Convergence to the Law of One Price without Trade Barriers Or Currency Fluctuations", *The Quarterly Journal of Economics*, 111(4): 1211-1236.
- Parsley, D. C. and Wei, S., 2001, "Explaining the Border Effect: The Role of Exchange Rate Variability, Shipping Costs, and Geography", *Journal of International Economics*, 55(1): 87-105.
- Rogers, J. H. and Jenkins, M., 1995, "Haircuts Or Hysteresis? Sources of Movements in Real Exchange Rates", *Journal of International Economics*, 38(3): 339-360.
- Rose, A. K., 2014, "One Money, One Market: The Effect of Common Currencies On Trade", *Economic Policy*, 15(30): 8-45.
- Shiue, C. H. and Keller, W., 2007, "Markets in China and Europe On the Eve of the Industrial Revolution", *American Economic Review*, 97(4): 1189-1216.
- Studer, R., 2008, "India and the Great Divergence: Assessing the Efficiency of Grain Markets in Eighteenth-And Nineteenth-Century India", *The Journal of Economic History*, 68(2): 393-437.
- Xu, X., 2002, "Have the Chinese Provinces Become Integrated Under Reform?", *China Economic Review*, 13(2): 116-133.