

全国统一大市场建设的城市就业促进效应

高 波 郝少博

内容提要:全国统一大市场建设作为构建双循环新发展格局的基础支撑和内在要求,对城市总体就业水平会产生深远影响。在理论分析的基础上,本文选取2004—2023年地级市层面的数据,深入考察全国统一大市场建设的城市就业效应。研究发现,全国统一大市场建设能够有效提升城市总体就业水平。机制分析结果显示,全国统一大市场建设主要通过市场规模效应、产业集聚效应以及劳动力要素流动效应来提升城市就业水平。异质性分析发现,全国统一大市场建设的城市就业促进效应在产业竞争力较强的城市以及东部地区的城市更为明显。本文不仅丰富了全国统一大市场建设与就业相关的研究,还为政府推动构建双循环新发展格局促进高质量充分就业提供了政策参考。

关键词:全国统一大市场建设 城市就业水平 市场规模效应 产业集聚效应 劳动力要素流动

中图分类号:F712.9;F249.211.4

文献标识码:A

文章编号:1000-7636(2025)12-0108-17

一、问题提出

促进充分就业作为宏观调控的主要目标之一,一方面有助于缩小收入差距和减少社会矛盾,增强社会的稳定性,另一方面有助于推动消费市场的繁荣和实现经济的可持续发展。尤其在当下中国经济面临需求收缩、供给冲击和预期转弱三重压力的背景下,促进充分就业更具有重要的战略意义。如何促进充分就业也成为各级政府工作的重点。党的二十大报告更是对实施就业优先战略作出重要部署,要求“促进高质量充分就业”。

就业作为一个重要的社会经济议题,一直以来都是学术界和政府重点关注的对象。对于如何有效促进充分就业,理论研究和政策制定层面形成了丰富的成果。近年来,为应对国内国际经济形势的变化,中国致力于构建以国内大循环为主导的新发展格局,特别是为了建设国内统一大市场,政府在财税体制改革、基础制度规则和相关法律制定、交通基础设施投资等方面付出了诸多努力,使得地区间市场分割的程度在逐渐降低,国内市场一体化程度稳步提升^[1-2]。但是对于全国统一大市场建设与促进充分就业之间的内在关联,已有研究却缺乏深入的认识。全国统一大市场建设作为完善中国特色社会主义市场经济体制的重要组成

收稿日期:2025-03-14;修回日期:2025-11-03

基金项目:教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“长三角区域提高现代化水平研究”(CYD-2020004)

作者简介:高 波 南京大学长江三角洲经济社会发展研究中心教授、博士生导师,南京,210093;

郝少博 南京大学商学院博士研究生。

作者感谢匿名审稿人的评审意见。

部分,旨在实现从基础制度规则、市场设施到商品和要素市场的统一的发展格局,促进商品和资源要素在地区间的顺畅流动,从而产生显著的市场规模效应、资源配置效应,这对于促进充分就业有着不容忽视的影响。从需求侧看,全国统一大市场建设引致的市场规模效应和产业集聚效应会扩大劳动力的需求,从而有效促进充分就业。从供给侧看,全国统一大市场建设引致的要素流动效应会提升劳动力市场效率,降低摩擦性失业,从而影响总体就业水平。因此,深入探究全国统一大市场建设对城市就业水平的影响以及揭示其背后的机制,不仅能够推动对全国统一大市场建设和城市就业水平方面的研究,也能够为通过建设全国统一大市场促进高质量充分就业提供政策制定方面的启示。

与本文相关的文献聚焦讨论就业水平的影响因素和决定机制。城市就业水平作为宏观经济系统的重要经济变量,一方面受城市人口规模、劳动力流动等供给侧方面因素的影响,另一方面又受消费市场规模、产业结构等需求侧方面因素的影响。已有文献基于以上分析框架对影响城市就业水平的因素进行了深入和广泛的研究,并重点关注了经济体制改革^[3-6]、技术与创新^[7-8]、对外贸易与全球化^[9-11]、环境规制^[12-13]以及企业内部因素^[14-15]等对就业水平的影响。从理论层面上看,无论是以市场准入管制放松或者最低工资标准调整为代表的制度改革,还是诸如技术创新、环境规制、对外贸易等外部环境因素,抑或融资约束,环境、社会与治理(ESG)发展水平等企业内部环境因素,都能够从需求侧或者供给侧对劳动力市场造成冲击,进而影响就业水平。由此可见,已有研究不仅对就业水平的影响因素进行了深入的探索,而且进一步紧密联系中国近年来开展的各项制度和体制变革对就业水平的影响因素进行了有益拓展。作为完善中国特色社会主义市场经济体制的重要组成部分,全国统一大市场建设是一项深刻的制度与经济体制变革,其对就业水平具有不容忽视的影响。但遗憾的是,现有文献对此的研究仍不够深入。

作为一项深刻的制度与经济体制变革,全国统一大市场建设对社会经济发展产生了深远的影响。已有文献对此进行了深入的研究。庞塞特(Poncet,2003)基于中国的数据发现市场分割对地区经济发展是不利的^[16]。在此基础上,后续研究进一步证实了全国统一大市场建设对经济增长的重要性^[17-18]。在关于全国统一大市场建设影响经济增长方面的研究中,已有文献还关注了全国统一大市场建设对区域协调发展^[19]、产业链韧性^[20]、区域创新以及区域社会福利^[21-22]的影响。在产业层面,已有研究在新经济地理学的框架下考察了全国统一大市场建设对产业集聚的影响^[23]。此外,还有研究考察了全国统一大市场建设对产业结构升级的积极影响^[24]。在微观企业层面,全国统一大市场建设打破了商品和资源要素跨区域流动的壁垒,扩大了产品市场范围和规模,重塑了市场竞争结构,对企业行为和绩效产生显著影响。基于此,已有文献从企业数字创新^[25]、企业供应链多元化^[26]、企业生产率^[27-28]、企业异地投资^[1]等方面详细考察了全国统一大市场建设对微观企业的影响。根据对已有文献的梳理可以发现,现有研究从宏观经济层面、产业层面以及微观企业层面较为深入地考察了全国大市场的社会经济效应,但同时也可发现,已有研究更加关注全国统一大市场建设的经济效应,而相对忽视全国统一大市场建设的社会效应,特别是对全国统一大市场建设的就业效应的分析,现有研究还略显不足。

本文则以城市就业水平为切入点,深入考察全国统一大市场建设的就业效应,以期为相关文献作出贡献以及为相关的政策制定提供参考。为了深入考察全国统一大市场建设对城市就业水平的影响及其背后的影响机制,本文在对全国统一大市场建设如何影响城市就业水平进行理论阐述的基础上,基于2004—2023年城市层面的数据以及相关微观数据对理论分析部分提出的假设进行了实证检验。

与已有文献相比,本文可能的边际贡献主要有三点:第一,在研究视角上,考察了全国统一大市场建设对城市就业水平的影响,对于通过构建双循环新发展格局促进高质量充分就业提供了相关依据;第二,结合

相关理论,从需求侧分析了全国统一大市场建设影响城市就业水平的理论机制,并以宏观和微观相结合的视角对理论机制进行了实证检验,从而有助于更加深入地理解全国统一大市场建设与城市就业水平之间的内在关联;第三,在理论机制分析的基础上,本文还对全国统一大市场建设的就业促进效应分城市和区域进行了异质性分析,更为全面细致地提供了全国统一大市场建设促进城市就业水平提升的经验证据,为相关政策的制定提供更为科学和具体的指导。

二、理论分析与研究假设

(一) 全国统一大市场建设影响城市就业水平的效应分析

全国统一大市场建设旨在打破地区之间的封锁、降低各行业的进入与退出壁垒,促进商品和资源要素在不同地区间、不同行业间的顺畅流动,进而能在很大程度上重塑市场竞争格局以及经济地理格局,从多方面对城市总体就业水平产生影响。第一,全国统一大市场建设致力于建立和完善不同地区统一的市场基础规则。统一的市场基础规则能够降低企业跨区域交易的成本,从而有利于企业面向全国市场扩大生产,带动用工需求。第二,全国统一大市场建设能够整合各类市场资源,促进数字经济、平台经济与实体经济相融合,催生直播电商、跨境服务等新业态,进而提高城市总体就业水平。第三,全国统一大市场建设能够减少行政壁垒对要素跨区域流动的阻碍,同时通过建立跨区域产业协调机制,引导各区域基于比较优势形成差异化产业定位,增强各地区产业集聚程度,从而促进城市就业水平提升。第四,全国统一大市场建设能够通过弱化户籍限制、统一公共服务标准等途径增强劳动力与企业的跨城市匹配效率和降低劳动力异地就业成本,从而有利于提升城市总体就业水平。

据此,本文提出假设1:全国统一大市场建设有利于促进城市就业水平提升。

(二) 全国统一大市场建设影响城市就业水平的作用机制

1. 市场规模效应

作为构建双循环新发展格局的基础支撑和内在要求,全国统一大市场建设致力于打破在行政区经济发展模式下形成的市场边界,促进各区域性市场不断扩张和融合,进而释放中国“超大规模市场”这一显著优势^[29]。全国统一大市场建设具有显著的市场规模效应。具体来说,第一,全国统一大市场建设能够通过打破地方保护主义、破除区域之间的行政壁垒从而改变不同地区“孤岛式”的经济发展格局,扩大企业产品流通的市场范围,最终扩大市场规模^[30]。第二,全国统一大市场建设能够通过制定统一的市场准入标准、制定统一的商品和服务质量标准降低企业的交易成本,以及通过完善交通基础设施和建设高标准的物流服务体系降低产品的流通成本,从而扩展企业的市场边界,最终扩大市场规模^[31]。第三,全国统一大市场建设能够通过建立统一的市场监管体系和制定统一的商品质量标准提升消费者信任,从而扩大消费市场规模,以及通过为企业提供公平竞争的环境,提升企业的市场开拓意愿以及增强企业的市场开拓能力,从而有利于扩大市场规模^[32]。市场规模的扩大对提升整体就业水平具有直接的影响。首先,市场规模扩大会显著改善企业对市场的预期,提升企业家信心,刺激企业扩大雇佣规模,从而直接带动整体就业水平的上升^[33]。其次,市场规模扩大能够为产业的多元化发展创造条件,一方面推动数字经济、绿色经济等新产业、新业态的蓬勃发展,创造新的就业岗位,提升总体就业水平^[34],另一方面也为中小企业的发展创造空间,从而提升总体就业水平^[35]。

据此,本文提出假设2:全国统一大市场建设能够通过市场规模效应提升城市就业水平。

2. 产业集聚效应

全国统一大市场建设除了能够通过市场规模效应提升城市总体就业水平以外,还能够通过提升产业集群水平对城市就业水平产生积极影响。首先,全国统一大市场建设能够通过优化营商环境以及推动地区间制度条例融合和政务服务融合来减少制度摩擦,降低企业在进入市场以及经营过程中所产生的交易成本,从而激励企业进入,推动产业集群^[36]。其次,全国统一大市场建设能够通过完善交通基础设施以及缓解地方保护主义,降低商品和各类资源要素跨区域流动的成本,有利于各类资源要素按照市场需求和地区比较优势进行合理配置,从而提升地区产业集群水平^[37]。最后,全国统一大市场建设也能够通过完善市场信息交互渠道以及优化升级各类交易平台,减少生产要素流动时面临的信息缺位,从而进一步推动资源合理配置和产业高效集聚。地区产业的高效集聚对提升整体就业水平同样具有重要意义。相关企业在特定区域的集中所引致的产业集群一方面能够增加劳动力的需求,从而直接提升城市就业水平,另一方面还能够通过促进上下游产业的协同发展以及刺激服务业的发展,进一步吸纳劳动力就业^[38]。此外,产业集群还能够通过规模效应和专业化分工效应提升劳动生产率和工资溢价水平,从而吸引更多劳动力流入^[39],提升整体就业水平。

据此,本文提出假设3:全国统一大市场建设能够通过产业集群效应提升城市就业水平。

3. 劳动力要素流动效应

除了在需求侧通过市场规模效应和产业集群效应提升就业水平外,全国统一大市场建设的另一个重要效应在于促进劳动力要素的自由流动,进而从供给侧提升就业水平。长期以来,由于地区户籍壁垒、社会保障制度的区域分割等制度层面的障碍,以及就业信息壁垒等技术层面的障碍,劳动力要素很难在地区、城乡之间自由流动^[40]。各类制度、政策、管理等方面的摩擦在很大程度上制约了劳动力市场效率和就业水平的提升。全国统一大市场建设则能够通过促进劳动力要素的自由流动,优化劳动力要素配置,提升劳动力市场效率,从而实现更充分、更高质量的就业。具体来说,首先,全国统一大市场建设能够有效推动户籍制度改革的深化,比如通过规范地方政府行为,有效落实各项户籍配套政策,推进公共服务在不同群体之间的均等化,从而破除劳动力要素流动的制度性障碍^[41]。其次,全国统一大市场建设为社保制度的全国统筹提供了制度基础和实践路径。通过统一市场规则、推动社保制度标准化以及推动社保基金的全国统筹管理等措施,全国统一大市场建设能够有效促进劳动力要素自由流动,从而提升劳动力市场效率和就业水平^[42]。最后,全国统一大市场建设能够通过建设统一的就业信息平台打破信息壁垒,促进劳动力与工作岗位的高效对接,推进劳动力要素的自由流动和高效配置,从而提升就业水平。

据此,本文提出假设4:全国统一大市场建设能够通过促进劳动力要素流动来提升城市就业水平。

三、实证设计

(一) 模型设定

为了实证考察全国统一大市场建设对城市就业水平的影响,验证前文理论部分提出的假设,本文设定以下双向固定效应模型:

$$\lnemploy_{ct} = \beta_0 + \beta_1 \lnintera_{ct} + Z'_{ct} \gamma + \chi_c + \eta_t + \varepsilon_{ct} \quad (1)$$

其中, \lnemploy_{ct} 为被解释变量,即城市 c 在 t 年的就业水平; \lnintera_{ct} 为核心解释变量,即城市 c 在 t 年的市场一体化指数; β_1 是本文关注的核心参数,如果 β_1 显著为正,则表明全国统一大市场建设能提升城市就业水平; Z'_{ct} 为城市层面控制变量向量; χ_c 为城市固定效应, η_t 为年份固定效应, ε_{ct} 为随机扰动项。考虑到同一城市的就业水平在不同年份可能具有相关性,采用聚类在城市层面的稳健标准误。

(二) 变量说明

1. 被解释变量

城市就业水平(\lnemploy)。城市经济学理论认为,城市的经济活动主要集中在第二产业和第三产业。二三产业的就业人数能够反映城市就业市场的基本状况和城市的总体就业水平。因此,参考已有研究^[43],本文选取城市二三产业就业人数的对数来测度城市就业水平。

2. 核心解释变量

市场一体化指数(\lnintera)。参考已有研究^[25],本文使用价格法来测度地区之间的市场一体化程度。根据“冰山成本”理论,由于交易成本的存在,不同地区的商品价格会存在差异,而“套利行为”会使得地区间的商品价格差异在一个区间内浮动。交易成本越大,不同地区商品价格差异的浮动区间也就越大。因此,不同地区的商品价格差异较大说明地区间存在阻碍商品自由流动的因素,即不同地区间存在一定程度上的市场分割。本文参考已有研究^[25]使用城市层面8类居民消费价格指数来测算城市间的市场一体化程度^①。

3. 控制变量

本文在基准模型中加入以下城市层面的控制变量:城市规模(\lnscale),采用城市当年年末总人口规模的对数测度;城市工资水平(\lnwage),采用城市在岗职工人均工资的对数测度;城市经济发展水平(\lnpgdp),采用城市人均地区生产总值(GDP)的对数测度;城市教育水平(\lnedu),采用人均高等院校数量的对数测度;城市医疗水平(\lnmedi),采用人均医院数量的对数测度;城市开放水平(\lnopen),采用人均使用外资数额的对数测度;政府干预程度(\lngov),采用各城市财政收入支出之和与地区生产总值的比例的对数测度^②。为剔除价格因素的影响,以上所有涉及价格的变量均以2004年为基期使用GDP平减指数进行平减。

(三) 样本选取与数据来源

考虑到数据的可得性以及为增加样本之间的可比性,本文以2004—2023年中国地级城市(包括副省级城市,但不包括直辖市)为研究对象。城市层面的数据来自《中国城市统计年鉴》,用于测度各城市市场一体化指数、城市规模、经济发展水平、工资水平等城市层面的变量。在剔除了数据缺失较为严重的城市以后,共计得到238个城市4760个有效样本。主要变量的描述性统计结果如表1所示。表1显示,在考察期内,样本城市就业水平的最小值为1.360 0,最大值为498.340 1,标准差为47.451 3,表明不同城市的就业水平存在巨大差异。

表1 变量的描述性统计结果

变量类型	变量符号	变量名称	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	\lnemploy	城市就业水平	4 760	44.277 3	47.451 3	1.360 0	498.340 1
解释变量	\lnintera	市场一体化水平	4 760	1.276 0	0.096 2	0.671 1	1.416 5
控制变量	\lnscale	城市规模	4 760	5.897 5	0.641 7	0.617 6	7.147 2
	\lnwage	城市工资水平	4 760	10.619 8	0.637 7	8.508 8	12.023 8
	\lnpgdp	经济发展水平	4 760	9.392 0	0.958 3	5.626 1	14.845 2
	\lnedu	城市教育水平	4 760	0.017 2	0.038 0	0.001 2	2.214 1

① 8类居民消费价格指数分别为食品、烟酒、衣着、居住、医疗保健、教育文化和娱乐、交通和通信、生活用品及服务。

② 考虑到部分变量为比值型变量,对这类变量采取加1再取对数的处理方法。

表1(续)

变量类型	变量符号	变量名称	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
	lnmedi	城市医疗水平	4 760	0.346 8	0.237 0	0.048 3	3.942 3
	lnopen	城市开放水平	4 760	3.945 2	1.586 4	0.006 8	9.107 6
	lngov	政府干预程度	4 760	0.218 4	0.109 9	0.008 2	1.488 9

四、实证结果与分析

(一) 基准回归结果

表2报告了基准回归结果,其中,列(1)为仅加入控制变量的估计结果,列(2)在列(1)的基础上进一步控制了企业固定效应和年份固定效应。实证结果显示,无论是否控制固定效应,核心解释变量的回归系数均在1%水平下显著为正。列(2)显示,核心解释变量的回归系数为0.385 0,这表明市场一体化程度每提升1%,大致可以带动城市就业水平提升0.385%。以上回归结果表明,全国统一大市场建设对就业存在促进效应。由此,假设1得到验证。

表2 基准回归结果

变量	(1)	(2)
lnintera	0.230 6 *** (0.036 9)	0.385 0 *** (0.076 8)
lnscale	0.657 3 *** (0.101 8)	0.708 0 *** (0.139 4)
lnwage	0.345 5 *** (0.025 1)	0.454 2 *** (0.126 5)
lnpgdp	0.470 9 *** (0.018 0)	0.018 5 (0.017 6)
lnedu	-0.937 4 *** (0.250 4)	-0.210 0 ** (0.088 6)
lnmedi	0.293 9 *** (0.039 5)	0.048 7 * (0.028 0)
lnopen	0.071 8 *** (0.007 3)	-0.001 0 (0.007 7)
lngov	-0.822 7 *** (0.092 9)	-0.230 4 *** (0.074 1)
常数项	1.478 5 *** (0.603 0)	4.499 5 *** (1.376 0)
城市固定效应	未控制	控制
年份固定效应	未控制	控制
观测值	4 760	4 760
R ²	0.417 5	0.947 8

注: *、** 和 *** 分别表示在10%、5%和1%水平下显著; 小括号内为稳健标准误。后表同。

(二) 内生性分析

尽管本文在基准回归中尽可能全面地控制影响城市就业水平的因素来提高回归结果的准确性,但仍旧会面临一定程度上的遗漏变量偏差的问题。此外,总体就业水平作为城市层面的重要经济指标,与地方政府行为息息相关,就业水平也可能会在一定程度上影响市场一体化程度。遗漏变量偏差和反向因果关系会导致模型存在内生性问题,从而在一定程度上影响基准回归结果的准确性。为了缓解内生性,本文采用工具变量法进行分析。

城市的地理条件,诸如海拔高度、坡度等会影响交通基础设施建设的成本,而交通基础设施建设水平是影响地区市场一体化程度的重要因素。为此,本文参考胡增玺和马述忠(2023)^[25]的研究,使用城市平均海拔高度(*Height*)和城市平均坡度(*Slope*)作为市场一体化指数的工具变量。由于地理变量无法直接作为面板数据的工具变量,本文参考已有文献的做法,通过构造平均海拔高度、平均坡度与时间趋势变量(*trend*)的交互项 *Height_trend*、*Slope_trend* 作为工具变量,并采用两阶段最小二乘法进行回归。表 3 列(1)为第一阶段的回归结果。当把市场一体化指数作为被解释变量时,工具变量 *Height_trend*、工具变量 *Slope_trend* 的回归系数均显著为负,这说明城市海拔高度和坡度确实能在一定程度上影响城市市场一体化水平,初步表明了本文所选取工具变量的有效性。进一步,识别不足检验和弱工具变量识别检验的结果也表明,不存在工具变量识别不足和弱工具变量的问题。表 3 列(2)为第二阶段的回归结果。从列(2)的结果可以看出,在使用工具变量缓解内生性问题之后,核心解释变量的回归系数仍旧显著为正。

除了使用地理变量来构造市场一体化指数的工具变量外,近年来大力推进的国家级城市群规划所带来的政策冲击也有助于本文识别全国统一大市场建设的就业促进效应。已有研究认为,城市群建设能够通过建立城市间合作机制、改善区域内交通基础设施水平以及提升城市间功能分工程度等途径显著提升区域经济一体化水平^[44]。本文将国家级城市群设立^①所带来的政策冲击作为市场一体化指数的工具变量来进行两阶段最小二乘回归^②。列(3)第一阶段的回归结果显示,当把市场一体化指数作为被解释变量时,标识各城市是否纳入国家级城市群的虚拟变量(*treat_year*)的回归系数显著为正。以上回归结果表明,城市群建设确实在一定程度上提升了城市层面的市场一体化水平。进一步,识别不足检验和弱工具变量检验的结果也表明了将国家级城市群建设引致的政策冲击作为市场一体化指数的工具变量的有效性。列(4)第二阶段的回归结果显示,在缓解了内生性问题之后,核心解释变量的回归系数仍旧显著为正。

上述内生性分析的结果说明,从地理特征和政策冲击的角度构造市场一体化指数的工具变量,并进行两阶段最小二乘分析,在一定程度上缓解了内生性问题,验证了本文核心结论的可靠性。

表 3 工具变量法回归结果

变量	地理工具变量		政策工具变量	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Height_trend</i>	-0.059 4 [*] (0.034 7)			

① 在本文所考察的样本区间(2004—2023 年)内,国务院共批复了 10 个国家级城市群,分别为长江中游城市群、哈长城市群、成渝城市群、长江三角洲城市群、中原城市群、北部湾城市群、关中平原城市群、呼包鄂榆城市群、兰西城市群、粤港澳大湾区。

② 本文通过构造虚拟变量(*treat_year_{ct}*)来作为市场一体化指数的工具变量。具体来说,若城市在 *t* 年已经被纳入国家级城市群规划,则虚拟变量取值为 1,否则取值为 0。

表3(续)

变量	地理工具变量		政策工具变量	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Slope_trend	-0.1068 *** (0.0293)			
lnintera		0.6548 *** (0.1876)		0.5164 *** (0.1979)
treat_year			0.0206 *** (0.0074)	
常数项	0.8323 ** (0.3454)		1.1270 *** (0.1936)	
控制变量	控制	控制	控制	控制
Kleibergen-Paap rk LM	180.086 *** [0.0000]		7.511 *** [0.0061]	
Kleibergen-Paap rk F	35.953 {19.93}		18.790 {16.38}	
观测值	4 760	4 760	4 760	4 760
R ²	0.6052	0.2891	0.5678	0.1012

注:中括号内为P值;大括号内为Stock-Yogo弱识别检验10%水平的临界值;所有回归均控制了城市固定效应和年份固定效应。

(三) 稳健性检验

1. 替换关键变量

除了城市就业规模的绝对水平,城市就业规模的增长率以及城市就业规模占人口规模的比重等相对指标也能够在一定程度上刻画城市就业水平的变动。以每年各城市就业规模的增长率以及二三产业就业人数占城市总人口的比重来对城市就业水平重新进行刻画,代入基准模型进行回归,结果见表4。当把被解释变量替换为相对指标后,核心解释变量的回归系数仍显著为正,验证了基准回归结果的稳健性。

在基准回归中,本文利用各城市与省内相邻城市的价格指数差异来测度市场一体化程度。事实上,城市的市场一体化水平不仅体现在与周围相邻城市价格指数的差异上,也体现在与同一省份内其他城市价格指数的差异上。因此,本节利用各城市与省内其余所有城市的价格指数差异对城市层面的市场一体化指数进行重新测度。根据表4,当使用重新测度的市场一体化指数(lnintrea_a)进行回归时,核心解释变量的回归系数仍显著为正,验证了基准回归结果的稳健性。

2. 调整研究样本

在基准回归中本文使用的是地级市样本,其中包含各省的省会城市。省会城市在省内的政治经济地位要远远高于普通地级市,特别是在建设用地指标分配、重大项目落地、发展政策倾斜等方面都具有优势。因此,为了进一步提升不同城市之间的可比性,提高回归结果的稳健性,本文在剔除所有的省会城市样本之后进行重新回归。根据表4,剔除省会城市样本后,核心解释变量的回归系数仍旧显著为正。

市场分割现象不仅存在于城市与城市之间,更存在于省级行政区域之间。因此位于各省边界的城市可能会面临更严重的市场分割,但本文在测算城市层面的市场一体化指数时并未将上述“省界效应”考虑在内,这可能会低估全国统一大市场建设的就业提升效应。为进一步提高回归结果的稳健性,本文在剔除位

于省界的城市后进行了重新回归。结果如表4所示,在剔除省界城市之后,核心解释变量的回归系数仍旧显著为正,并且要大于基准回归结果的回归系数,这表明忽略“省界效应”低估了全国统一大市场建设的就业促进效应。

在基准回归中,本文使用了2004—2023年的城市样本,在这期间发生了诸如2008年国际金融危机、2020年新冠疫情等对宏观经济冲击较大的事件,这些事件可能会对回归结果的准确性产生干扰。为排除特定年份样本可能产生的偏误,本文通过调整样本时间区间来进行稳健性检验。根据表4,在调整样本时间区间后,核心解释变量的回归系数仍旧显著为正。

表4 稳健性检验回归结果

变量	城市就业 规模增长率	二三产业就业 人数占城市 总人口的比重	城市就业规模	去除省会城市	去除位于 省界的城市	2009—2017年
lnintera	0.017 4 ** (0.008 5)	0.043 2 *** (0.013 4)		0.413 2 *** (0.083 5)	0.467 7 *** (0.096 2)	0.211 0 ** (0.082 4)
lnintrea_a			0.601 7 *** (0.221 2)			
常数项	2.241 2 *** (0.266 5)	0.442 6 (0.305 2)	4.950 4 *** (1.414 4)	4.095 5 *** (1.417 1)	5.627 7 *** (1.821 3)	1.277 3 (1.906 4)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	4 760	4 760	4 760	4 380	2 880	2 380
R ²	0.110 3	0.889 6	0.946 8	0.935 1	0.949 2	0.963 6

3. 去除极端值

数据中存在的极端值会影响基准回归结果的准确性,为了排除基准回归结果受极端值影响的可能,本文在去除关键变量的极端值后进行了重新回归。结果显示,在分别去除被解释变量和核心解释变量的极端值后,核心解释变量的回归系数仍旧显著为正^①。

由于数据缺失等原因,部分省份纳入研究样本的地级市个数较少,这会对城市市场一体化指数的准确测度产生影响。因此,去除纳入研究样本的地级市少于10的省份重新进行回归,结果显示,核心解释变量的回归系数仍旧显著为正^①。

4. 控制额外因素

省级层面的因素诸如各省的营商环境、产业政策制定等也可能会影响辖区内城市的总体就业水平。为了进一步降低遗漏变量偏差,本文在基准回归的基础上进一步控制省份-年份交互固定效应。结果显示,在控制了省份-年份交互固定效应后,核心解释变量的回归系数依旧显著为正^①。

此外,诸如城市地理位置、政治经济地位等固有特征也会对回归结果产生影响,比如近年来南北方经济差距在迅速拉大、是否港口城市、是否省会城市等。为此,本文参考埃德蒙兹等(Edmonds et al., 2010)^[45]的方法,在基准回归的基础上加入城市固有特征与时间线性趋势的交互项来进行控制。具体来说,本文选取

^① 限于篇幅,该稳健性检验的具体结果略。

城市是否属于北方地区、是否属于省会城市、是否属于资源型城市、与最近港口的距离四个固有特征来构造交互项^①,并加入基准回归模型中。结果显示,在加入城市固有特征与时间趋势的交互项后,核心解释变量的回归系数显著为正,这进一步验证了基准回归结果的稳健性。

(四) 机制分析

本文认为,全国统一大市场建设能够通过市场规模效应、产业集聚效应以及劳动力要素流动效应提升城市总体就业水平。

1. 市场规模效应检验

全国统一大市场建设打破了区域间壁垒,促进了商品和资源要素等的顺畅流动,扩展了产品的市场流通范围,从而扩大了产品的市场需求规模。通过产出效应,市场规模扩大激励在位企业扩大雇佣规模,另外,区域间壁垒的破除和市场需求规模的扩大也促进了新企业的进入,从而有利于提升城市总体就业水平。

为了对上述影响机制进行实证检验,本文利用中国工业企业数据库收集了2004—2013年中国制造业企业层面的数据并设定模型(2),以考察全国统一大市场建设对促进在位企业规模扩张和新企业进入的经济效应。

$$\ln firm_{ict} = \beta_0 + \beta_1 \ln intera_{ct} + Z'_{ct} \gamma + D'_{ict} \theta + \chi_i + \eta_t + \mu_{jt} + \varepsilon_{ict} \quad (2)$$

为从微观企业层面考察全国统一大市场建设的市场规模效应,本文参考王贤彬和陈春秀(2023)^[4]的研究,选取企业销售产值作为模型(2)中的被解释变量。 Z'_{ct} 为城市层面的控制变量向量。 D'_{ict} 为企业层面的控制变量向量。具体而言,本文选取以下控制变量:企业年龄($\ln age$),使用企业的存续时间的对数测度。企业资本深化程度(CI),使用企业固定资产规模与企业从业人数的比值测度。企业受补贴程度(sub),使用企业受补贴总额与企业总产值的比值测度。企业广告强度(adv),使用企业广告支出总额与企业总产值的比值测度。企业研发强度(sci),使用企业研发支出总额与企业总产值的比值测度。此外,模型(2)中还加入了企业固定效应(χ_i)、年份固定效应(η_t)以及行业-年份交互固定效应(μ_{jt})^②。考虑到同一家企业的规模在不同年份具有相关性,模型(2)采用聚类在企业层面的稳健标准误。

从表5的回归结果可以看出,市场一体化程度的提升扩大了产品的市场需求规模,进而刺激了企业规模的扩张。考虑到所考察样本区间内存在大量的企业进入与退出行为,这可能会对全国统一大市场建设通过市场规模效应促进在位企业扩张产生一定的影响^③,因此,本文剔除了在考察样本期间(2004—2013年)发生进入与退出市场行为的企业样本,构造了一个平衡面板,并重新对模型(2)进行了回归。从表5的结果可以看出,在使用平衡面板进行估计后,核心解释变量的回归系数仍然显著为正。

为了更直接地考察全国统一大市场建设通过市场规模效应促进微观企业提高雇佣水平进而提升城市总体就业水平的作用机制,本文还使用企业雇佣规模的对数作为模型(2)中的被解释变量。从表5使用全样本、平衡面板回归的结果可以发现,在将企业雇佣规模直接作为被解释变量后,市场一体化指数的回归系数仍在1%水平下显著为正。

前文主要是从集约边际层面考察了全国统一大市场建设通过市场需求规模效应刺激在位企业扩张的

^① 按照已有文献的做法,本文先构造标识是否属于北方地区的虚拟变量(*treat1*)、是否属于省会城市的虚拟变量(*treat2*)、是否属于资源型城市的虚拟变量(*treat3*),以及测算了各城市距离最近港口的直线距离(*treat4*),并在此基础上构造了以上变量与时间趋势变量(*trend*)的交互项*treat1_t*、*treat2_t*、*treat3_t*、*treat4_t*。

^② 这里采用国民经济行业分类四位码分类标准来控制行业-年份交互固定效应。

^③ 核心解释变量的估计系数为正也可能是由规模较大的企业进入市场与规模较小的企业退出市场的行为所驱动,但这与本文所提出的全国统一大市场建设通过市场规模效应刺激企业扩张的逻辑并不相悖。

作用机制。全国统一大市场建设不仅能够促进在位企业扩大雇佣规模,也能够通过市场需求规模效应提升城市创新创业活力,从而刺激更多新企业的进入。为了从这个层面考察全国统一大市场建设促进新企业进入的效应,本文首先识别了在所考察样本期间内的新进入企业,并构造了其在当年是否为新进入企业的虚拟变量(*Enter*)。如果企业*i*在*t*年为新进入市场的企业,则虚拟变量取值为1,否则取值为0。其次,将虚拟变量(*Enter*)作为模型(2)中的被解释变量,并进行了回归。表5的回归结果显示,在将虚拟变量(*Enter*)作为被解释变量后,市场一体化指数的回归系数在1%水平下显著为正,这表明市场化一体化建设确实通过市场需求规模效应促进了新企业的进入,从而验证了假设2。

表5 机制分析回归结果一

变量	企业销售产值		企业雇佣规模		新企业进入
	全样本	在位企业	全样本	在位企业	
lnintera	0.051 1 *** (0.001 9)	0.040 5 *** (0.003 4)	0.507 4 *** (0.064 4)	0.517 6 *** (0.118 2)	0.002 7 *** (0.000 8)
常数项	-11.120 0 *** (0.245 5)	-8.741 8 *** (0.423 3)	0.161 8 (0.190 4)	0.557 7 (0.344 3)	1.915 9 *** (0.077 1)
企业层面控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
城市层面控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
行业-年份交互固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	2 087 874	494 559	2 087 874	494 559	2 087 874
R ²	0.880 2	0.868 1	0.879 4	0.855 8	0.443 3

2. 产业集聚效应检验

为考察全国统一大市场建设促进地区产业集聚的经济效应,本文参考范剑勇等(2021)^[46]的研究,使用区位熵指数对各地区产业集聚程度进行测度。为准确考察全国统一大市场建设对产业集聚以及地区专业化发展的影响,本文设定模型(3):

$$entr_{jet} = \beta_0 + \beta_1 lnintera_{ct} + Z'_{ct} \gamma + \chi_{cj} + \eta_t + \mu_{jt} + \varepsilon_{jet} \quad (3)$$

模型(3)中,被解释变量 $entr_{jet}$ 为城市 c 的制造业 j 在 t 年的区位熵指数;核心解释变量以及控制变量与基准回归模型一致。为了降低遗漏变量产生的偏差,模型(3)中除控制城市固定效应和年份固定效应以外,还控制了城市-行业交互固定效应以及行业-年份交互固定效应。考虑到同一城市的各行业区位熵指数在不同年份具有相关性,本文采用聚类在城市层面的稳健标准误。

根据表6的回归结果,在将区位熵指数作为被解释变量后,市场一体化指数的回归系数在10%水平下显著为正,这表明全国统一大市场建设在一定程度上确实提高了各地区的产业集聚程度。除了通过区位熵指数的大小来反映各地区行业集聚程度的高低,行业集聚程度的提升一般会体现为地区工业企业数量的增长,各地区工业企业的数量也能够在一定程度上反映产业的集聚程度。为此,本文还考察了全国统一大市场建设对各地区工业企业数量的影响。表6的回归结果显示,在将工业企业数量作为被解释变量时,市场一体化指数的回归系数在1%水平下显著为正,这为全国统一大市场建设促进地区产业集聚提供了来自工业

企业数量层面的证据。由此,假设3得到验证。

3. 劳动力要素流动效应检验

如前文所述,全国统一大市场建设还能够通过促进劳动力要素在地区间的流动来提升劳动力市场效率,从而提升总体就业水平。为实证检验全国统一大市场建设的劳动力要素流动效应,本文参考方锦程等(2023)^[47]的研究,采用人均公路客运总量和人均客运总量的对数来对各地区的劳动力要素流动进行测度。根据表6的回归结果,在分别将人均公路客运总量和人均客运总量的对数作为被解释变量后,市场一体化指数的回归系数均显著为正,这表明全国统一大市场建设能够促进劳动力要素流动,从而验证了假设4。

表6 机制分析回归结果二

变量	区位熵指数			产业集聚 总体效应	要素流动效应	
	四位数行业	三位数行业	二位数行业		地区工业企业数量	人均公路客运总量
lnintera	0.127 0 *	0.128 6 ***	0.028 5 ***	0.076 4 ***	0.231 1 **	0.419 5 **
	(0.065 1)	(0.037 3)	(0.008 4)	(0.021 5)	(0.110 6)	(0.162 6)
常数项	8.401 4 *	8.885 2 ***	3.726 4 ***	-4.053 4 **	-1.713 0 *	4.904 0 **
	(5.000 8)	(2.820 7)	(0.749 8)	(1.747 2)	(0.874 0)	(2.113 8)
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市-行业交互固定效应	控制	控制	控制	未控制	未控制	未控制
行业-年份交互固定效应	控制	控制	控制	未控制	未控制	未控制
观测值	311 064	189 616	57 458	4 217	4 509	4 537
R ²	0.805 2	0.816 1	0.813 8	0.929 3	0.791 4	0.815 3

(五) 异质性分析

前文提出,由于不同城市的产业基础以及地理位置的不同,全国统一大市场建设的就业促进效应会呈现出明显的异质性。本文通过讨论全国统一大市场建设的就业促进效应在不同地区的异质性表现,来进一步揭示全国统一大市场建设与城市就业水平之间的内在关联。

1. 产业竞争力

全国统一大市场建设在扩大市场规模的同时也加剧了市场竞争,市场竞争的加剧会显著影响企业经营行为与绩效,进而会对企业的雇佣水平产生重要影响。因此,市场竞争效应的存在使得市场规模扩张带来的就业提升效应在不同城市会呈现出异质性的表现。具体来说,随着国内市场一体化程度的提升,各地区具有优势的行业其规模会不断扩大,而不具有优势的行业其规模会不断缩小,体现为地区专业化程度的提升。而在同一行业内,随着竞争力度的提升,生产率较高、具有竞争优势的企业其规模会不断扩大,而生产率较低、不具有竞争优势的企业其规模会不断缩小,体现为同一行业内生产集中度的提升。全国统一大市场建设通过市场规模扩张提升城市总体就业水平的效应在不同城市会呈现出明显的异质性,即城市的产业

基础越好,市场竞争力越强,在全国统一大市场建设中的获益就越多。

为实证检验上述异质性,本文采取以下策略:第一,参考任曙明和张静(2013)^[48]的研究,利用中国工业企业数据库的数据对企业的成本加成率进行测度;第二,将企业层面的成本加成率汇总到城市层面来衡量各城市的产业竞争力,即平均成本加成率越高的城市其竞争力越强;第三,利用期初即2004年的数据将全样本划分为两个子样本,即平均成本加成率高于中位数的高竞争力城市以及平均成本加成率低于中位数的低竞争力城市;最后进行分样本回归。回归结果如表7所示。

根据表7的回归结果,在使用算术平均法和加权平均法^①将企业的成本加成率汇总到城市层面进行分样本回归时,两组核心解释变量的回归系数均显著为正。本文使用邹检验来进行组间系数差异分析,结果显示P值均小于0.1,显著拒绝原假设,并且在使用产业竞争力较强的城市子样本进行回归时,核心解释变量的回归系数更大。这表明全国统一大市场建设的就业提升效应在产业竞争力较强的城市中较为明显。本文还采用ACF(Ackerberg-Caves-Frazer)法测度了企业的全要素生产率来替代企业的成本加成率来衡量城市整体的产业竞争力来进行稳健性检验。结果如表7所示,在使用全要素生产率来衡量城市整体的产业竞争力后,回归结果仍然与前文基本保持一致。这不仅揭示了全国统一大市场建设与城市就业水平之间的内在关联,也为前文的理论机制分析提供了进一步的佐证。

表7 不同竞争力城市的回归结果

变量	算术平均成本加成率		加权平均成本加成率		算术平均全要素生产率	
	高	低	高	低	高	低
lnintera	0.429 6 *** (0.119 0)	0.298 9 *** (0.108 7)	0.529 6 *** (0.140 5)	0.276 2 *** (0.094 3)	0.514 1 *** (0.108 2)	0.285 0 ** (0.115 4)
常数项	5.557 6 ** (2.277 7)	3.293 ** (1.395 3)	5.050 7 ** (2.371 2)	4.384 7 *** (1.517 2)	4.714 3 ** (2.067 7)	4.833 3 *** (1.438 5)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	2 340	2 340	2 340	2 340	2 340	2 340
R ²	0.946 2	0.953 8	0.941 2	0.954 8	0.940 2	0.951 3
组间系数差异 P 值	0.068		0.032		0.041	

注:组间系数差异P值根据交互项模型的邹(Chow)检验的回归结果计算得到。

2. 地理区位

本文在理论分析部分提出全国统一大市场建设能够通过促进地区产业集聚来提升总体就业水平。那么,这种由全国统一大市场建设引致的产业集聚效应在不同地区会呈现出异质性的表现吗?根据新经济地理学理论,随着市场一体化水平的不断加深,产业分布会呈现出先向规模较大的地区集中,而后向边缘地区进行梯度转移的发展格局^[49]。那就可以说,全国统一大市场建设对不同地区就业水平的异质性影响取决于

^① 在加权平均法中使用各企业产值占所在城市工业生产总值的比例作为各企业的权重。

全国统一大市场建设所处的阶段。自改革开放以来,中国的经济地理呈现出各类资源要素往东部地区集中发展的格局^[50]。但部分研究同时也发现,随着全国统一大市场建设进入到新阶段,目前国内已经开始呈现出部分产业从东部地区向中西部等地区梯度转移的发展格局^[51]。因此,在本文所考察的样本区间内,全国统一大市场建设对不同地区就业水平的异质性影响存在不确定性。为了准确考察全国统一大市场建设对不同地区就业水平的异质性影响,本文按照地理位置将全样本划分为东部地区、中部地区和西部地区三个子样本,并进行分样本回归,回归结果报告见表8。

根据表8所示的回归结果,东部地区核心解释变量的回归系数最大并且显著,中部地区的回归系数则不显著。这表明全国统一大市场建设的就业促进效应主要集中于东部地区。

表8 东中西部地区的回归结果

变量	东部地区	中部地区	西部地区
lnintera	0.770 9 *** (0.169 4)	0.153 3 (0.108 7)	0.183 6 * (0.094 2)
常数项	5.370 5 (3.399 1)	2.642 8 * (1.369 3)	4.207 3 ** (1.782 8)
控制变量	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
观测值	1 880	1 880	1 040
R ²	0.936 8	0.941 9	0.951 3

五、结论与建议

“促进高质量充分就业”是党的二十大报告提出的重要战略目标。推动建设全国统一大市场作为构建双循环新发展格局的基础支撑和内在要求,会促进商品和资源要素的畅通流动,优化产业发展模式和重塑经济地理格局,进而深刻影响城市总体就业水平。厘清全国统一大市场建设的就业效应以及其作用机制,有助于更好地理解和发挥新发展阶段下建设全国统一大市场在促进高质量充分就业中的作用。基于2004—2023年中国地级市层面的数据,本文研究发现:全国统一大市场建设能够有效提升城市就业水平。全国统一大市场建设主要通过市场规模效应、产业集聚效应以及劳动力要素流动效应等途径促进城市就业水平提升。全国统一大市场建设对城市总体就业水平的提升效应具有空间异质性。分地区来看,在东部地区最为明显,而在中部地区相对不明显;分产业竞争力来看,在产业竞争力强的城市较为明显,而在产业竞争力弱的城市不明显。

基于以上研究结论,本文提出如下政策建议:

(1)深入推进全国统一大市场建设,破除阻碍商品和资源要素跨区域流动的因素。全国统一大市场建设主要通过市场规模效应和产业集聚效应促进城市就业水平提升。无论是市场规模扩张还是产业梯度转移引致的产业集聚和地区专业化发展,都离不开商品和资源要素跨区域的顺畅流动。因此,深入推进全国

统一大市场建设,特别要破除各种阻碍商品和资源要素跨区域流动的显性和隐性壁垒,充分发挥市场机制对资源配置的决定性作用,促进市场规模效应、产业集聚效应、劳动力要素流动效应的发挥,从而更好地提升城市总体就业水平。

(2)推进产业转移与产业升级协同共进。全国统一大市场建设在当前阶段推进了各类资源要素向东部经济、发达地区集中。因此,在推进建设全国统一大市场建设的同时,一方面要充分利用各类产业转移承接示范区引导部分在东部地区不具备竞争力的产业向中西部地区转移,建立和完善产业跨区域转移的体制机制,促进产业的跨区域转移和资源配置效率的提升;另一方面,在东部地区要借助产业梯度转移的契机,大力推进地区产业结构升级,实现地区产业发展的“腾笼换鸟”,从而为由东部地区向中西部地区的产业梯度转移提供动力保障。

(3)推动各地区建立符合本地比较优势的经济发展模式。全国统一大市场建设通过打破区域间壁垒,在扩大市场规模的同时也加剧了市场竞争,会不可避免地导致竞争力较弱和不具备比较优势的产业走向衰落。因此,要在推进全国统一大市场建设的同时,引导各地区避免盲目竞争,要按照本地比较优势和产业基础来进行产业体系建设,从而在全国统一大市场中取得竞争优势,促进地区经济发展和城市总体就业水平的提升。

参考文献:

- [1]范子英,周小昶.财政激励、市场一体化与企业跨地区投资——基于所得税分享改革的研究[J].中国工业经济,2022(2):118-136.
- [2]马鑫,黄涛.交通基础设施建设与区域间市场整合——以高速公路为例[J].数量经济技术经济研究,2023,40(12):111-132.
- [3]马双,张劫,朱喜.最低工资对中国就业和工资水平的影响[J].经济研究,2012,47(5):132-146.
- [4]王贤彬,陈春秀.重点产业政策与制造业就业[J].经济研究,2023,58(10):34-54.
- [5]丁子家,宁致远,吴非.市场准入管制对就业的影响——来自市场准入负面清单制度的经验证据[J].经济与管理研究,2025,46(6):82-102.
- [6]郝少博,高波,石有为.工业用地市场化配置改革与城市就业[J].山西财经大学学报,2024,46(8):1-15.
- [7]ACEMOGLU D, RESTREPO P. Robots and jobs: evidence from US labor markets[J]. Journal of Political Economy, 2020, 128(6): 2188-2244.
- [8]赵一凡,陈思怡,易定红.中国制造业技术进步的特征变化及其对就业的影响[J].首都经济贸易大学学报,2024,26(1):3-17.
- [9]GHOSH S, MANDAL B, GUPTA K. Economic liberalization, the informal sector, and urban unemployment: a theoretical analysis[J]. Review of Urban & Regional Development Studies, 2018, 30(3): 225-240.
- [10]FEENSTRA R C, MA H, XU Y. US exports and employment[J]. Journal of International Economics, 2019, 120: 46-58.
- [11]KELLER W, UTAR H. International trade and job polarization: evidence at the worker level[J]. Journal of International Economics, 2023, 145: 103810.
- [12]HAFSTEAD M A C, WILLIAMS R C. Unemployment and environmental regulation in general equilibrium[J]. Journal of Public Economics, 2018, 160: 50-65.
- [13]周亚虹,杨岚,姜帅帅.约束性碳减排与就业——基于企业和地区劳动力变化的考察[J].经济研究,2023,58(7):104-120.
- [14]肖兴志,张伟广,朝镛.僵尸企业与就业增长:保护还是排挤? [J].管理世界,2019,35(8):69-83.
- [15]毛其淋,王玥清.ESG的就业效应研究:来自中国上市公司的证据[J].经济研究,2023,58(7):86-103.
- [16]PONCET S. Measuring Chinese domestic and international integration[J]. China Economic Review, 2003, 14(1): 1-21.
- [17]KE S Z. Domestic market integration and regional economic growth—China's recent experience from 1995-2011[J]. World Development, 2015, 66: 588-597.

- [18] HAN Y, WU M Q. Inter-regional barriers and economic growth: evidence from China[J]. Journal of Development Economics, 2024, 167: 103197.
- [19] 陆铭,李鹏飞.城乡和区域协调发展[J].经济研究,2022,57(8):16-25.
- [20] 张治栋,江伟,裴尔洁.市场一体化对产业链韧性的影响研究——基于公平竞争审查制度的准自然实验[J].商业经济与管理,2024(10):21-35.
- [21] 郭进.市场整合促进区域创新发展研究——建设全国统一大市场的经验证据[J].财经论丛,2023(12):14-23.
- [22] 韩佳容.中国区域间的制度性贸易成本与贸易福利[J].经济研究,2021,56(9):124-140.
- [23] 孙元元,张建清.市场一体化与生产率差距:产业集聚与企业异质性互动视角[J].世界经济,2017,40(4):79-104.
- [24] 甘清华,陈淑梅.产业结构升级视角下市场一体化对地区经济增长的影响[J].产业经济研究,2021(5):40-53.
- [25] 胡增玺,马述忠.市场一体化对企业数字创新的影响——兼论数字创新衡量方法[J].经济研究,2023,58(6):155-172.
- [26] 张楠,王生年.全国统一大市场建设能够降低企业对大客户的依赖吗? [J].经济与管理研究,2025,46(5):89-106.
- [27] 孔令池,郝少博,高波.地区间市场分割对制造业企业生产率的非对称影响[J].当代经济科学,2023,45(5):74-88.
- [28] LIN T, CHEN Z. Government cooperation, market integration, and productivity: evidence from China[J]. Applied Economics, 2024, 56(26): 3078-3097.
- [29] 刘志彪,孔令池.从分割走向整合:推进国内统一大市场建设的阻力与对策[J].中国工业经济,2021(8):20-36.
- [30] 卞元超,白俊红.区域市场整合能否提升企业的产能利用率? [J].财经研究,2021,47(11):64-77.
- [31] 刘志彪.全国统一大市场[J].经济研究,2022,57(5):13-22.
- [32] 周密,刘晓璇.全国统一大市场促进双循环的逻辑框架与实现路径[J].经济纵横,2023(4):22-30.
- [33] 刘海建,胡化广.畅通国民经济循环与劳动力就业——基于流通标准一体化视角的研究[J].数量经济技术经济研究,2023,40(10):51-70.
- [34] 许永洪,黄泽霖.新质生产力和全国统一大市场的高质量发展与协同逻辑[J].经济学家,2024(6):16-24.
- [35] 熊凌云,黄林菲,杨李娟.全国统一大市场建设与城市创业活力——来自工程建设项目审批制度改革的证据[J].中国工业经济,2025(5):81-99.
- [36] 谢宝剑,贾晓芳.市场一体化与城市创新创业[J].现代经济探讨,2023(3):107-120.
- [37] 陈韬,闫中晓.国内市场一体化的规模经济强化效应——降低制度性贸易摩擦视角[J].数量经济技术经济研究,2024,41(4):5-25.
- [38] 刘军,杨浩昌.产业聚集对制造业就业的影响及其地区差异——基于中国省级面板数据的实证分析[J].经济问题探索,2015(11):79-87.
- [39] 王俊.经济集聚、技能匹配与大城市工资溢价[J].管理世界,2021,37(4):83-98.
- [40] 都阳,蔡昉,屈小博,等.延续中国奇迹:从户籍制度改革中收获红利[J].经济研究,2014,49(8):4-13.
- [41] 陈朴,林垚,刘凯.全国统一大市场建设、资源配置效率与中国经济增长[J].经济研究,2021,56(6):40-57.
- [42] 赵福昌,孙维.完善财税体制机制,加快构建全国统一大市场[J].财政科学,2024(8):65-72.
- [43] 王锋,葛星.低碳转型冲击就业吗——来自低碳城市试点的经验证据[J].中国工业经济,2022(5):81-99.
- [44] 张学良,李培鑫,李丽霞.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[J].经济学(季刊),2017,16(4):1563-1582.
- [45] EDMONDS E V, PAVCNIK N, TOPALOVA P. Trade adjustment and human capital investments: evidence from Indian tariff reform[J]. American Economic Journal: Applied Economics, 2010, 2(4): 42-75.
- [46] 范剑勇,刘念,刘莹莹.地理距离、投入产出关系与产业集聚[J].经济研究,2021,56(10):138-154.
- [47] 方锦程,刘颖,高昊宇,等.公共数据开放能否促进区域协调发展? ——来自政府数据平台上线的准自然实验[J].管理世界,2023,39(9):124-142.
- [48] 任曙明,张静.补贴、寻租成本与加成率——基于中国装备制造企业的实证研究[J].管理世界,2013(10):118-129.
- [49] KRUGMAN P. Increasing returns and economic geography[J]. Journal of Political Economy, 1991, 99(3): 483-499.
- [50] 范剑勇.市场一体化、地区专业化与产业集聚趋势——兼谈对地区差距的影响[J].中国社会科学,2004(6):39-51.
- [51] 吴三忙,李善同.市场一体化、产业地理集聚与地区专业分工演变——基于中国两位码制造业数据的实证分析[J].产业经济研究,2010(6):7-16.

Employment Promotion Effect of the Construction of a Unified National Market

GAO Bo, HAO Shaobo

(Nanjing University, Nanjing 210093)

Abstract: The construction of a unified national market (UNM), as an important component of improving China's socialist market economy, aims to create a development pattern that unifies basic institutional rules and market facilities at the foundational level, as well as commodity and factor markets at the higher level. It exhibits significant market size and resource allocation effects, thereby having a non-negligible impact on promoting full employment. Based on theoretical analysis, this paper conducts an in-depth investigation into the intrinsic relationship between the construction of a UNM and urban employment levels using city-level data from 2004 to 2023.

The findings indicate that the construction of a UNM can effectively enhance overall urban employment levels, and this conclusion remains valid after a series of robustness checks. Mechanism analysis reveals that the construction of a UNM boosts urban employment through such effects as market size, industrial agglomeration, and labor factor mobility. Heterogeneity analysis shows that the employment promotion effect is more pronounced in cities with stronger industrial competitiveness and in those located in the eastern region.

Based on these findings, this paper proposes the following policy recommendations. First, it is essential to advance the construction of a UNM, fully leverage the decisive role of market mechanisms in resource allocation, and promote the realization of market size effects, industrial agglomeration effects, and labor factor mobility effects to effectively enhance overall urban employment levels. Second, while advancing the construction of a UNM, policymakers should guide industries that lack competitiveness in eastern regions to relocate to central and western regions, establish and improve institutional mechanisms that support inter-regional industrial transfers, and enhance resource allocation efficiency, thereby boosting overall employment levels in cities in the central and western regions. Third, regions should be guided to avoid blind competition and to develop industrial systems according to their comparative advantages and industrial foundations, enabling them to gain competitive advantages within the UNM, promote regional economic development, and elevate overall urban employment levels.

The potential marginal contributions are threefold. First, this paper examines the impact of the construction of a UNM on urban employment levels, providing relevant evidence for promoting high-quality and full employment through the establishment of a new development pattern. Second, it analyzes the theoretical mechanisms through which the construction of a UNM affects urban employment from the demand side and empirically tests these mechanisms from both macro and micro perspectives, thereby contributing to a deeper understanding of the intrinsic relationship between the construction of a UNM and urban employment levels. Third, it further conducts heterogeneity analyses of the employment promotion effects across different cities and regions, offering more comprehensive and detailed empirical evidence on how the construction of a UNM enhances urban employment, thus providing more scientific and specific guidance for government efforts to promote high-quality and full employment through the new dual-circulation development pattern.

Keywords: construction of a unified national market; urban employment level; market size effect; industrial agglomeration effect; labor factor mobility

责任编辑:宛恬伊;魏小奋