贸易政策不确定性下降是否促进了城市创新?

程 进,李沛东

(南京财经大学 国际经贸学院,江苏 南京 210023)

摘要:创新在中国现代化建设全局中居于核心地位,对增强中国综合国力意义非凡,其中城市创新是国家创新的重要组成部分。使用1998—2013年中国235个地级市的面板数据,以城市发明专利授权数作为衡量城市创新能力的指标,基于中国加入WTO后获得美国授予的永久正常贸易伙伴关系(PNTR)地位这一准自然实验框架,使用倍差法,研究了贸易政策不确定性下降对城市创新的影响。研究结果发现:(1)贸易政策不确定性下降对城市创新有显著的促进作用;(2)从影响机制来看,出口规模扩张和产业结构优化是贸易政策不确定性下降促进城市创新的重要渠道;(3)相较于内陆城市而言,沿海城市的创新能力受到贸易政策不确定性下降的促进作用更大。在经过稳健性检验后,以上结论依然成立。研究结论对于中国深化创新驱动发展战略具有重要作用。

关键词:贸易政策不确定性:城市创新;出口规模:产业结构升级

中图分类号: F746.12; F752.62 文献标志码: A 文章编号: 1672-6049(2023)04-0035-11

一、引言与文献综述

党的二十大报告指出,高质量发展是全面建设社会主义现代化国家的首要任务。回顾过去,中国的发展离不开科技、人才、创新的支撑,因此抓创新就是抓发展,谋创新就是谋未来。如何切实有效增强创新能力、深化创新驱动战略成为我国目前亟待解决的问题。与此同时,中国面临的外部贸易环境仍旧错综复杂。当外部环境发生变化时,贸易政策不确定性下降是否可以促进城市创新?如果可以,这种促进作用通过哪些渠道实现?在中国日趋复杂的国际环境下,研究这一系列问题对于深化创新驱动战略至关重要。

关于贸易政策不确定性(TPU)的研究主要集中在微观企业和宏观区域两个纬度。Handley^[1]通过构建动态异质性企业模型发现,澳大利亚加入WTO后,其TPU下降促使更多产品进入出口市场;而葡萄牙加入欧共体后,其TPU下降也显著增加了企业的出口额^[2]。中国加入WTO后,贸易政策不确定性下降不仅对中国制造业的出口和进口产生了显著的促进作用^[3-4],还通过中间品进口等渠道提升了出口企业加成率^[5]。而在产品层面,TPU降低不但显著提高了中国出口企业的产品创新^[6],而且与关税减免共同扩大了企业出口产品的范围^[7]。关于城市纬度TPU的研究始于2016年,Pierce and Schott^[8]发现进口增加带来的竞争使得TPU高的城市自杀率更高;赵春明等^[9]发现TPU下降显著促进地区产业结构升级;此外,区域TPU下降会通过促进就业和提高工资两个渠道推动区域人口的迁移^[10]。

收稿日期:2022-04-08:修回日期:2023-03-06

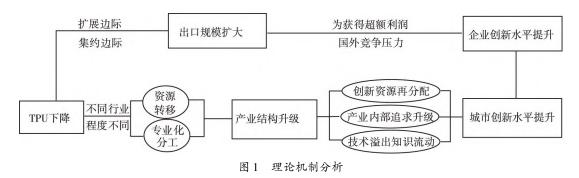
基金项目:国家社会科学基金一般项目"数字经济提升我国产业链韧性的机制及对策研究"(21BJL064)

作者简介:程进(1969—),男,安徽马鞍山人,南京财经大学国际经贸学院副教授,研究方向为技术创新与演化;李沛东(1998—),男,江苏南京人,南京财经大学国际经贸学院硕士研究生,研究方向为贸易经济。

关于贸易与城市创新之间的关系,也有部分学者对其进行了深入的研究。李平和姜丽^[11]发现,随着贸易自由化程度的加深,进口中间品投入会显著促进我国技术创新。杨连星和顾畅一^[12]在此基础上发现,中间品和消费品通过产品多样化和提升产品质量这两个渠道促进城市的创新水平。黄凌云和张宽^[13]发现,贸易开放通过产业结构转型升级对城市创新产生了显著的促进作用。纵观已有研究,主要是从国内市场的开放水平出发,但基于我国目前紧张的外部国际环境,如何降低外部贸易政策不确定性是研究重点。而贸易政策不确定性下降能否促进城市创新?其促进的机制又是什么?目前文献并未对这一问题进行研究,本文将以此为出发点,对贸易政策不确定性和城市创新的关系进行探讨,旨在对相关领域的研究进行补充。

中国在加入 WTO 之前,美国所给予中国的最惠国待遇每年都要进行审议,中国向美国出口的产品随时有被征收高额关税的可能。中国加入 WTO 后,美国给予了中国长期的最惠国待遇,各行业关税显著下降,获得的关税减免率综合达到了52%。由于加入 WTO 后,不同行业下降的关税幅度不一样,那些初始关税下降幅度大的行业会面临 TPU 更大程度的下降,而就业份额集中于高 TPU 行业的城市会面临 TPU 更大幅度的下降。因此本文旨在通过比较 TPU 下降比例较大的城市与 TPU 下降比例较小的城市在加入 WTO 后的发明专利授权数量,来识别 TPU 降低对城市创新的影响。

与已有研究相比,本文的创新之处在于:(1)通过构造城市层面 TPU 指数,研究 TPU 下降对城市创新的影响,丰富了城市层面贸易政策不确定性相关文献。(2)从城市出口规模以及产业结构升级两个角度,探究 TPU 下降对城市创新的作用途径以及对城市的异质性影响,拓展了相关领域的研究。



二、理论机制分析

(一) 出口规模扩张

在经济、贸易、文化高度全球化的今天,不同国家的知识、技术、思想乃至制度都随着贸易网络的延伸得到广泛传播。国际贸易作为货物和服务传输的枢纽,其更高的开放程度会带来更大的贸易流量和更多的文化碰撞机会,而目前限制各国进行更频繁贸易往来的障碍之一就是贸易壁垒。因此,更低的贸易政策不确定性意味着对本国出口的限制更少,出口贸易也会随之增加,广阔的海外市场能够给出口企业带来更多学习新知识、先进工艺的机会,因此出口会对创新有积极作用[14]。从出口扩张边际来看,企业进入出口市场时需要支付固定成本,而 TPU 下降使预期固定成本下降,并提高了出口企业生产效率临界值[15],因而有更多企业进入出口市场。根据熊彼特内生增长理论,市场上在位垄断厂商将会面临潜在进入新厂商的激烈竞争,导致社会整体技术水平的提升;同样,来自传统垄断厂商竞争的压力将迫使新晋企业进行改革创新,以达成更优秀的工艺以及更先进的技术。此外,中国加入 WTO 后,TPU 下降通过集约边际来促进制造业出口[16]。企业为了获取超额利润,会试图增加出口产品数量和种类,因此将通过加大科技研发投入提升产品品质,通过质量优势提高出口竞争力[15]。而企业作为提升城市创新力的载体,当其创新力得到持续提升时,城市创新才能更加充满活力。结合中国贸易开放的历程,在加入 WTO 后,中国向美国出口的关税大幅下降,同时由于被授予了永久正常贸易关系(PNTR)地位,关税水平在未来较长时间内将保持稳定,这为中国商品打开了美国乃至世界市场。自"入世"后,中国外贸总额连续大幅增长,并于 2013 年超越美国,成为货物贸易第一大国,同

时科技创新能力有了显著提升,正从制造大国向制造强国转变。从时间维度来看,中国出口增加和创新能力提升高度重合,结合前文的分析,提出假说1。

假说1:贸易政策不确定性下降通过出口规模扩张促进城市创新。

(二)产业结构升级

中国自 2001 年加入 WTO 后, 贸易政策不确定性下降促使具有比较优势的产业在国民经济中的比重不断上升,继而促进城市产业结构升级。在此过程中,各产业会不断加大科技创新投入以提升内部的技术创新水平^[17],因产业结构升级而产生的产业集群也会因技术溢出和知识流动效应对创新产生正向影响^[18],因此可以认为 TPU 下降促进了产业结构的升级,进而对区域创新绩效的提升有正向影响^[19]。从行业资源配置角度来看,中国加入 WTO 后,不同行业关税下降幅度差别较大,关税下降多并拥有良好发展前景的行业会更受青睐,更多的资源会从利润率较低或生产率较低的行业向利润率、生产率更高的行业转移,进而推动了产业结构优化^[20-21]。在此过程中,经济要素不断转移到新兴行业中,在对生产要素的重新分配过程中,创新资源在空间上的重置会对技术创新产生显著影响^[22]。从专业化分工视角来看,中国加入 WTO 后,市场规模扩大,为应对更多的产能需求,横向、纵向专业化分工得到迅速发展,从而促进了产业结构升级^[23],由此引致的技术溢出和技术转移能够使第三世界国家通过学习和模仿先进国家的技术来提高自身创新水平。值得一提的是,产业结构升级不仅意味着主导产业从第一产业向第二、三产业转移,还意味着各产业内部高技术化。TPU 下降、资源转移效应和专业化分工使得产业内部各行业发展水平得到了显著提升,但我国二、三产业的占比却一直波动,未与 TPU 下降呈现出显著关系。因此,本文提出假说 2。

假说2:贸易政策不确定性下降通过产业结构内部升级促进城市创新。

三、模型、方法与数据

(一) 模型与变量

本文使用倍差法(DID)考察贸易政策不确定性对城市创新的影响,将中国加入WTO后获得PNTR地位作为外生的政策冲击,双重差分模型设定形式如下:

$$INNOV_{ct} = \lambda_c + \alpha \times TPU_{c01} \times POSTO2_t + \theta \times X_{ct} + \delta_t + \varepsilon_{ct}$$
(1)

其中,c 表示城市,t 表示年份,被解释变量 $INNOV_{ct}$ 的含义是城市 c 在 t 年份的创新水平。 $TPUc_{01}$ 表示 2001 年"入世"之前不同城市所面临的关税差额,其中面临高关税差额行业的贸易政策不确定性下降幅度也就更大。POST02t 是政策实施变量,当 $t \ge 2002$ 时,取值为 1,否则取值为 0。交叉项 $TPU_{c01} \times POST02t$ 的系数 α 是本文的核心关注点,当 α 为正,则说明"入世"后,相较于面临低贸易政策不确定性的城市,面临高贸易政策不确定性城市的创新程度会有更大幅度的提升。

1. 被解释变量:城市创新(*INNOV*)

传统测度城市创新的指标有 R&D 投入、新产品产值和专利数量等。但有许多企业为了避税,虚报 R&D 投入,而新产品的界定和识别都比较模糊^[24],因此本文使用国家知识产权局授予的专利数量来衡量城市创新,其中发明专利较其他两种专利更难被授权^[25],因此本文使用城市发明专利授予数量作为衡量城市创新的指标。此外,寇宗来和刘学悦^[26]采用了专利更新模型来测度城市创新水平,但由于其数据开始年份是 2001 年,故将该数据作为稳定性检验中的替代指标。

2. 解释变量:贸易政策不确定性(TPU)

计算城市层面的贸易政策不确定性,必须先计算出行业层面的贸易政策不确定性和每个城市的 行业占比。

第一步,借鉴 Handley and Limão [27] 的方法,利用如下公式来计算:

$$TPU_h = 1 - \left(\tau_h^{col2}/\tau_h^{mfn}\right)^{-\sigma} \tag{2}$$

其中, τ_h^{ol2} 表示美国对产品 h 征收的限制性关税; τ_h^{ren} 表示美国对产品 h 征收的最惠国关税; σ 为替代弹性,与毛其淋和许家云^[28] 的研究类似,将 σ 取 3。根据 Feenstra et al. [29] 整理的原始关税数据,先

计算出产品层面的 TPU,在每个行业内部简单加权平均,得到 TPU_{i01} 。除此之外,学术界还有两种测算方法:一种是毛其淋^[4]的做法, $TPU'_h = \log(\tau_k^{or2}/\tau_k^{ren})$,但部分最惠国待遇关税为0的行业将无法计算出正确的 TPU;另一种是 Pierce and Schoot^[8] 的做法, $TPU''_h = \tau_h^{or2} - \tau_k^{ren}$,这种直接作差方法较难衡量关税变化的比例。故本文选择采用 Handley and Limão^[27] 的方法,并将另外两种测度 TPU 的方法作为稳定性检验。

第二步,根据 Pierce and Schott^[8]的做法,构建城市层面 *TPU*,先计算出城市内部不同行业就业人数占总就业人数的比例,再将其分别乘以各行业 *TPU*,并加总到城市层面,得到了 *TPUc*01。其中,不同行业的就业份额来源于 1998 年的中国工业企业数据库。

$$TPU_{c01} = \sum_{i} \left(\frac{Emp_{i,c,1998}}{\sum_{i} Emp_{i,c,1998}} \times TPU_{i01} \right)$$
 (3)

3. 中介变量

本文认为 TPU 下降主要通过出口规模扩大和产业结构升级两种方式促进城市创新。由于部分城市统计年鉴没有对出口贸易额进行统计,因此本文使用 2000—2013 年海关数据库,将其中企业的出口总额加总到城市层面来测度出口规模。衡量产业结构升级状况的指标有两类:一类是三次产业占比,另一类是技术复杂度、生产率、附加值等。本文采用第二种方法,并参照周茂等^[21]的研究,以城市层面出口额为权重,将技术复杂度加总到城市层面,以此来衡量城市的产业升级情况。

$$Sophistication_{ct} = \sum_{i} \left(\frac{Output_{i,c,t}}{\sum_{i} Output_{i,c,t}} \times Prod_{i,97} \right)$$

$$\tag{4}$$

其中, $Prod_{i,97}$ 代表 1997 年 i 行业的技术复杂度,由 1997 年行业内 HS6 位码产品的技术复杂度 $Prod_h$ 简单加权得出; $Output_{i,c,t}$ 代表 c 地区 i 行业在 t 年份工业总产值,是以城市内部的生产结构为权重,构建城市层面的产业结构升级变量。产品层面的技术复杂度是由该产品全球化生产结构决定,按照 Hausmann and Rodrik [30] 的方法,产品技术复杂度的计算公式如下:

$$Prod_{h} = \sum_{x} \frac{\frac{Exp_{x,h}}{Exp_{x}} \times Pgdp_{x}}{\sum_{x} \frac{Exp_{x,h}}{Exp_{x}}}$$
(5)

其中, $Exp_{x,h}/Exp_x$ 表示 x 国 h 产品出口额占当年出口总额的百分比, $Pgdp_x$ 表示 x 国的人均 GDP。 1997 年的产品层面技术复杂度可直接从 CEPII 网站下载获得。值得说明的是,将行业技术复杂度固定在 1997 年并在模型中加入年份哑变量,是为了控制产品 h 由于世界层面出口结构变化而发生的变动,从而能够识别出城市层面技术复杂度随产业结构变化的比例,因此能够识别 TPU 下降通过产业结构升级促进城市创新的影响机制。

4. 控制变量

本文参考了一些学者们的研究,在城市层面控制了会影响城市创新的一系列变量:使用第三产业的产值与城市 GDP 的比值(gdp3)来衡量城市第三产业的比重;有研究表明^[31],政府的财政支出(fin)也会对城市创新产生显著影响,因此使用政府预算内财政支出占城市 GDP 的比重来进行衡量;基础设施建设水平(fac),用固定资产投资与城市 GDP 的比值来衡量^[32];科技研发水平(fac),用科研综合技术服务总人口与年末城市总人口的比值来衡量^[33];人力资本(fac),用高等学校在校生人数与年末城市总人口的比值来衡量^[34];人口密度(fac),用城市年末总人口除以城市行政区域面积的值来衡量。

(二) 数据与处理方法

本文共使用了八套数据:第一套是 1998—2013 年的工业企业数据库,主要计算企业数据与城市层面产业的占比,参考聂辉华等[35]的方法进行了清理,由于研究的需要,本文仅对制造业行业进行考察;第二套是 2000—2013 年的海关数据库,用于计算城市层面的出口数据;第三套是由 Feenstra *et al.* [29] 整理的

美国关税数据;第四套数据来源于中国研究数据服务平台(CNRDS);第五套数据为 CEPII 网站公布的 1997 年 HS6 位码产品层面技术复杂度;第六套数据来自中国城市统计年鉴;第七套数据来自《中国城市和产业创新能力报告》,用于替代测度城市创新水平的发明专利数量指标;第八套数据是由 Brandt et al. [3] 构建的行业层面中间品、最终品进口关税以及 FDI 管制数据,用于控制政策变化对城市创新的影响。

此外,根据 Brandt et al. [36] 提供的代码,将 CIC 四位码统一调整为 GB/T 4754—2002,地区行政区划代码统一调整为民政局 2023 年最新版本的地区代码。为了避免异方差,对被解释变量和所有控制变量均取对数进行回归。

(三) 描述性统计分析

在进行基准回归之前,我们以 TPU 的中位数将城市分为两组,并在组内求 均值。如图 2 所示, 在加入 WTO 后, TPU 较高地区的发明专利授权数逐年 上升,而 TPU 较低地区的发明专利授 权数保持相对平稳。这说明,加入 WTO 后,面临高 TPU 的城市发明专利 授权数增长得更多,因此 TPU 对城市 创新有显著的促进作用。此外,如图3 所示, 在加入 WTO 后, 发明专利授权 数差额逐渐增大。这一发现与图 2 中 得到的结论基本一致。此外,由于加入 WTO 前两组城市发明专利授权数变化 趋势基本一致,能够侧面说明城市创新 力的提升不是由城市间其他不同因素 导致的,可以认为本文的倍差法符合平 行趋势假定。

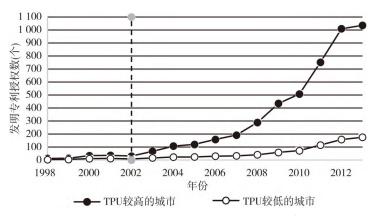


图 2 不同 TPU 城市发明专利授权数变化趋势

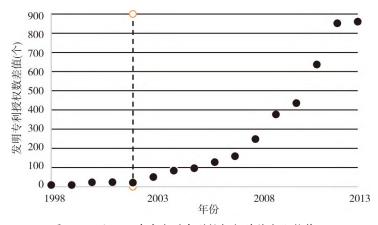


图 3 不同 TPU 城市发明专利授权数差值变化趋势

四、实证结果与分析

(一) 基准回归

考虑到 2008 年爆发了全球性金融危机,外部可能有多重因素对城市创新能力产生影响,因此本文在基准回归时额外加入 1998—2007 年的样本。在对式(1)进行估计时,我们采用城市聚类稳健标准误控制潜在的异方差和自相关问题^[35],TPU 下降影响城市创新的基准回归结果如表 1 所示。第(1)列和第(2)列的结果显示,交叉项 TPU。 × POST。 的系数显著为正,说明 TPU 降低能够显著促进城市创新。第(2)列和第(4)列在此基础上分别加入了多个城市层面的影响因素,交叉项系数依然显著为正,再次证明了中国"人世"后,TPU 下降能够对城市创新产生显著的正向影响,其原因可能有以下三点:一是从竞争效应来看,生产成本降低导致更多的企业选择进入市场,在位企业在竞争中必须加大创新力度以守住自己的"护城河",城市的发明专利授权数也因此上升;二是从学习效应来看,TPU 下降使国外许多先进产品有了更多机会进入国内市场,引致国内相当一部分比例的企业进行学习和效仿,从而带动企业创新水平;三是从政策有效性来看,TPU 下降会使各个城市的企业对未来市场有更好的预测和期盼,更愿意增加自己的投资活动,将更多资金投入到创新活动中,从而产出了更多的发明专利。

(二) DID 设定的有效性检验

1. 动态效应回归

动态效应回归以 2001 年为基期,结果如图 4 所示。中国加入 WTO 之前,双重交叉项系数均不显著;加入 WTO 之后,双重交叉项系数均不显著;加入 WTO 之后,双重交叉项系数显著为正并逐渐增大,TPU下降对城市创新的影响显著为正,且随着时间逐渐扩大,因此本文认为该实验通过了DID 的平行趋势检验。此外从时间维度来看,TPU下降对城市创新的影响具有时滞性,这与佟家栋和李胜旗^[6]关于 TPU 对产品创新的影响具有时滞性这一结论类似。因为创新活动并不是一蹴而就的,无论是资源的再分配还是投入大量科研经费等方式得到的创新产出都具有一定的时滞性。

2. 预期效应

预期效应是指城市的决策者们预期中国加入WTO会带来好处,他们极有可能提前加大创新投入,从而导致城市的创新能力上升,因此本文选择构造前一年中国加入WTO的时间虚拟变量,并将交叉项TPU_{col}×POSTO1,放入基准模型中进行回归。结果显示,新增的交叉项TPU_{col}×POSTO1,回归结果并不显著,这说明在中国"人世"之前,城市并没有形成创新能力提升的预期效应。

3. 两期 DID

由于本文使用的模型是多期倍差法,为避免多期倍差法可能存在的序列相关问题,因此以2002年前和2002年及以后分成两组样本,并在样本内求均值,从而构造了新样本,结果如表2中列(3)和列(4)列所示。回归结果显示,无论是否加入控制变量,交互项TPU。*POST02,始终显著为正,进一步说明了TPU降低对城市创新有显著的促进作用。

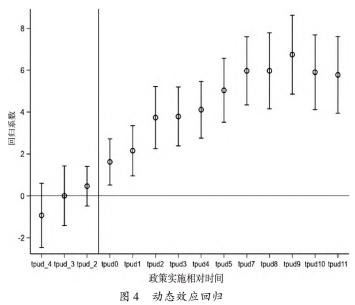
4. 安慰剂检验

参考毛其淋和许家云^[28]的方法,保留 2002 年以前的样本进行安慰剂检验。回归结果如表 2 中第(5)列和第(6)列所

表 1 基准回归结果

| | 1998— | 2013年 | 1998—2007年 | | | |
|---|-------------|-----------------------|-------------|-------------|--|--|
| 变量 | (1) 城市创新 | (2) 城市创新 | (3) 城市创新 | (4) 城市创新 | | |
| $TPU_{c01} \times POST02_t$ | 4. 697 *** | 4. 722 *** 3. 335 *** | | 3. 396 *** | | |
| $II \cup_{c01} \times I \cup SI \cup Z_t$ | (5.63) | (6.22) | (4.98) | (5. 24) | | |
| adr2 | | 0. 710 *** | | 0. 343 | | |
| gdp3 | | (3.35) | | (1.37) | | |
| G., | | -0.105 | | -0.051 | | |
| fin | | (-1.16) | | (-0.66) | | |
| fa a | | -0. 222 *** | | -0.114* | | |
| fac | | (-3.35) | | (-1.69) | | |
| too | | 0.093 | | 0.016 | | |
| tec | | (1.60) | | (0.23) | | |
| stu | | 0. 126 ** | | 0.078 | | |
| stu | | (2.30) | | (1.43) | | |
| dp | | 0. 189 * | | 0.077 | | |
| ap | | (1.91) | | (0.47) | | |
| 常数项 | | 0. 710 *** | | 0. 343 | | |
| 113 90-50 | | (3.35) | | (1.37) | | |
| 城市固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes | | |
| 年份固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes | | |
| 样本数 | 3 247 | 3 224 | 1 974 | 1 952 | | |
| R^2 | 0.817 | 0. 823 | 0.657 | 0. 657 | | |

注: ***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平下显著,括号内为 t 值。



示。结果显示,变量 $TPU_{\omega 1}$ 的系数不显著,说明中国加入 WTO 之前,TPU 下降对城市创新并没有显著影响,从而增加了本文 DID 分析的可靠性。

| 表 2 | DID 设定有效性检验 |
|------|-------------|
| 1X 4 | |

| 变量 | (1) 预期效应 | (2) 预期效应 | (3) 两期倍差法 | (4) 两期倍差法 | (5) 安慰剂检验 | (6) 安慰剂检验 |
|-------------------------------|-------------|-----------------------|--------------|--------------|--------------|--------------|
| $TPU_{c01} \times POST02$ | 4. 835 *** | 5. 733 *** | 5. 538 *** | 5. 343 *** | | |
| $IFU_{c01} \times FOSIO2_t$ | (5.81) | (5.92) | (7.23) | (7.17) | | |
| TDU DOCTD1 | -0.207 | -0.017 | | | | |
| $TPU_{c01} \times POST01_{t}$ | (-0.34) | (-0.03) | | | | |
| TDL | | | | | -2.692 | -2.759 |
| $TPUc_{01}$ | | | | | (-1.15) | (-1.14) |
| M. M. T. | 0. 883 *** | – 2. 474 [*] | 1. 603 *** | -1.640 | 1. 782 | 2. 575 |
| 常数项 | (16.01) | (-1.86) | (72.08) | (-0.69) | (1.22) | (0.88) |
| 控制变量 | No | Yes | No | Yes | No | Yes |
| 城市固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 年份固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 样本数 | 3 247 | 3 224 | 434 | 427 | 694 | 679 |
| R^2 | 0.817 | 0. 823 | 0.888 | 0. 891 | 0.862 | 0.842 |

注: ***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为 t 值。

(三)稳健性检验

1. 更换测算指标

本文使用两种 TPU 的测度方法进行稳健性检验。一是毛其淋和许家云^[28] 的方法: $TPU'_h = \log(\tau_h^{op2}/\tau_h^{opn})$; 二是 Pierce and Schoot^[8] 的做法: $TPU''_h = \tau_h^{op2} - \tau_h^{opn}$ 。回归结果如表 3 中第(1) 列和第(2) 列所示。此外,借鉴寇宗来和刘学悦^[26] 的研究,用中国各个城市创新指数来衡量城市创新力。从回归结果来看,表 3 第(1) 列至第(3) 列中,交叉项的系数始终显著为正,证实了本文回归结果的稳健性。

2. 缩尾处理

考虑到有部分行业关税下降幅度 很大、极个别城市发明专利申请数很多,离群值可能对相关结论造成一定影响,因此本文参照黄凌云和张宽^[13]的做法,对上文的变量进行了5%的缩尾处理,回归结果如表3中第(4)列所示。结果显示,交叉项*TPU*_{c01}×*POST*02_c的系数显著为正,进一步说明了本文回归结果的稳健性。

3. 排除其余政策影响

由于中国加入 WTO 后带来的进口贸易自由化和 FDI 放松管制可能会对城市创新水平产生一定的影响^[3],因此本文进一步控制了进口中间品关税、进口最终品关税、FDI 放松管制,

表 3 稳健性检验

|). H | 更换 tpu | 测算指标 | 更换城市创新 | 缩尾处理 |
|---------------------------------|------------|------------|-------------|------------|
| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
| | 城市创新 | 城市创新 | 城市创新力 | 城市创新 |
| TRU DOCTO | | | 3. 214 *** | 4. 005 *** |
| $TPU_{c01} \times POST02_{t}$ | | | (6.18) | (5.55) |
| | 1. 109 *** | | | |
| $TPU'_{c01} \times POST02_{t}$ | (5.50) | | | |
| | (/ | 7. 494 *** | | |
| $TPU''_{c01} \times POST02_{t}$ | | (8.72) | | |
| | | (0.72) | | |
| 常数项 | -2.398* | -1.960 | -4. 603 *** | -3. 052 * |
| 市致沙 | (-1.77) | (-1.53) | (-3.99) | (-2.24) |
| 控制变量 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 城市固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 年份固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 样本数 | 3 224 | 3 224 | 2 772 | 3 224 |
| \mathbb{R}^2 | 0. 818 | 0. 830 | 0. 894 | 0. 840 |

注:***、** 和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为t值。

表 4 稳健性检验 2(排除其余政策干扰)

| 变量 | (1) 城市创新 | (2) 城市创新 | (3) 城市创新 | (4) 城市创新 |
|-------------------------------|-------------|--------------|-------------|--------------|
| $TPU_{.01} \times POST02$ | 2. 937 *** | 3. 168 *** | 3. 360 *** | 2. 931 *** |
| $11 C_{c01} \times 1 OS1O2_t$ | (4.93) | (5.08) | (5.11) | (5.08) |
| 进口中间品关税 | -0. 251 *** | | | - 0. 399 *** |
| 近日中内阳天忧 | (-4.91) | | | (-3.89) |
| 进口最终品关税 | | - 0. 056 *** | | 0. 061 * |
| 近日取公阳大悦 | | (-3.21) | | (1.91) |
| FDI 放松管制 | | | -0.253 | 0. 089 |
| | | | (-0.76) | (0.31) |
| 常数项 | 2. 449 | 0. 370 | -1.090 | 2. 852 |
| 市致沙 | (1.42) | (0.23) | (-0.71) | (1.64) |
| 控制变量 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 城市固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 年份固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 样本数 | 1 952 | 1 952 | 1 952 | 1 952 |
| R^2 | 0. 667 | 0.661 | 0. 657 | 0.668 |

注: ***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平下显著,括号内为 t 值。

再以样本初期工企数据库中城市层面行业就业人数占比为权重,相乘后得到地区层面进口贸易自由化和 FDI 放松管制情况。回归结果显示,在分别控制了一系列政策后,交叉项 *TPU*_{col} × *POST*02, 的系数仍然在 1%的水平下显著为正,说明进口贸易自由化和放松 FDI 管制并不会通过促进 TPU 下降从而对城市创新产生显著影响。

五、机制检验和异质性检验

(一) 机制检验

根据前文理论机制的分析,预期中国加入 WTO 后,TPU 下降会通过促进城市出口规模扩大以及产业结构升级,从而对城市创新水平产生显著影响。

$$Channel_{et} = \lambda_f + \alpha \times TPU_{c01} \times POST02_t + \theta \times X_{fit} + \delta_t + \varepsilon_{fit}$$

$$INNOV_{et} = \lambda_f + \alpha_1 \times TPU_{c01} \times POST02_t + \alpha_2 \times TPU_{c01} \times POST02_t \times Channel_{et} + \alpha_3 \times TPU_{c01} \times Channel_{et}$$
(5)

式(5)中, $Channel_{ct}$ 代表渠道变量,分别为城市出口规模和产业结构升级。式(6)中,如果三重交叉项 $TPU_{col} \times POSTO2_{t} \times Channel_{ct}$ 显著为正,则说明出口规模扩张和产业结构升级是 TPU 下降促进城市创新的影响机制。

机制检验的结果如表 5 所 示。其中,第(1)列中交叉项 TPU_{all} × POST02, 系数显著为 正,说明中国加入 WTO 之后, TPU下降对城市出口规模扩张 有显著的促进作用。TPU 下降促 进了出口活动的再配置效 率[16],使企业出口额大幅提高, 同时促进更多的企业进入出口 市场[27],促进了城市层面出口规 模的扩张。第(2) 列中三重交叉 项 $TPU_{c01} \times POST02_{\iota} \times Channel_{c\iota}$ 显著为正,说明 TPU 下降确实通 过促进城市出口规模来促使城市 创新。关于产业结构升级的检 验结果汇报在表 5 的第(3) 列 和第(4)列,其中第(3)列中交 叉项 TPU_{c01} × POST02, 系数显 著为正,说明 TPU 下降促进了 城市产业结构升级。第(4)列

| 表 5 | 机制检验 |
|-----|------|
|-----|------|

| 变量 (1) 出口規模 出口規模 城市创新 产业结构升级 城市创新 产业结构升级 城市创新 产业结构升级 城市创新 产业结构升级 城市创新 | | | | | |
|---|---|--------------|----------|-------------|--------------|
| $PPU_{c01} 	imes POSIO2_t 	imes Channel_{cd}$ (1.73) (2.31) $TPU_{c01} 	imes POSIO2_t$ (4.77) (1.44) (2.47) (-2.12) $TPU_{c01} 	imes Channel_{cd}$ (-0.038 -1.063 (-2.26) $POSIO2_t 	imes Channel_{cd}$ (-1.34) (-2.27) $POSIO2_t 	imes Channel_{cd}$ (-0.044 (-2.27) (-1.34) (-2.27) $POSIO2_t 	imes Channel_{cd}$ (-0.06) (1.95) $POSIO2_t 	imes Channel_{cd}$ (-0.06) (1.95) $POSIO2_t 	imes Channel_{cd}$ (-2.67) (-0.15) (10.85) (-0.69) $POSIO2_t 	imes Channel_{cd}$ (-2.67) $POSIO2_t 	imes Channel_{cd}$ (-2.67) (-0.15) (10.85) (-0.69) $POSIO2_t 	imes Channel_{cd}$ (-2.27) | 变量 | | ` / | ` / | |
| $TPU_{c01} \times POST02_t$ | TIDLE DOCTOS CL. I | | 1. 020 * | | 1. 240 *** |
| $PPU_{c01} 	imes POSIO2_t$ (4.77) (1.44) (2.47) (-2.12) $POSIO2_t 	imes Channel_{ct}$ (-0.038 | $IPU_{c01} \times POSIO2_t \times Cnannel_{ct}$ | | (1.73) | | (2.31) |
| $TPU_{e01} \times Channel_{et} \qquad \qquad \begin{array}{c} (4.77) (1.44) (2.47) (-2.12) \\ -0.038 \qquad -1.063 \\ (-0.04) \qquad (-2.26) \\ -0.715 \qquad -0.893^{**} \\ (-1.34) \qquad (-2.27) \\ Channel_{et} \qquad \qquad -0.044 \qquad 0.775^{*} \\ (-0.06) \qquad (1.95) \\ \hline 常数项 \qquad -3.047^{***} -0.228 13.851^{***} 0.918 \\ (-2.67) (-0.15) (10.85) (-0.69) \\ \hline 控制变量 \qquad \qquad Yes \qquad Yes \qquad Yes \\ \hline 城市固定效应 \qquad Yes Yes \qquad Yes \\ 年份固定效应 \qquad Yes Yes \qquad Yes \\ \hline 样本数 \qquad 2.896 2.870 \qquad 3.313 \qquad 3.224 \\ \hline \end{array}$ | MDII DOSMO | 2. 418 *** | 1. 387 | 1. 470 ** | - 11. 516 ** |
| $TPU_{c01} 	imes Channel_{ct}$ | $IPU_{c01} \times POSI02_t$ | (4.77) | (1.44) | (2.47) | (-2.12) |
| (-0.04) (-2.26) (-2.26) (-0.04) (-2.26) (-0.715) (-0.893) ** (-1.34) (-2.27) (-1.34) (-2.27) (-0.044) (-2.27) (-0.06) (1.95) 常数项 (-2.67) (-0.15) (10.85) (-0.69) 控制变量 Yes Yes Yes Yes Yes 块es 块es 块es 块es 块es 大es 大es 大es 大es 大es 大es 大es 大es 大es 大 | MDI Cl 1 | | -0.038 | | -1.063 |
| POST02, × Channel _{ct} (-1.34) (-2.27) Channel _{ct} -0.044 0.775* (-0.06) (1.95) 常数项 -3.047*** -0.228 13.851*** 0.918 (-2.67) (-0.15) (10.85) (-0.69) 控制变量 Yes Yes Yes Yes 城市固定效应 Yes Yes Yes Yes 年份固定效应 Yes Yes Yes Yes 样本数 2896 2870 3313 3224 | $IPU_{c01} \times Channel_{ct}$ | | (-0.04) | | (-2.26) |
| Channel _{et} (-1.34) (-2.27) Channel _{et} -0.044 0.775* (-0.06) (1.95) 常数项 -3.047*** -0.228 13.851*** 0.918 (-2.67) (-0.15) (10.85) (-0.69) 控制变量 Yes Yes Yes 城市固定效应 Yes Yes Yes 年份固定效应 Yes Yes Yes 样本数 2896 2870 3313 3224 | DOST02Cl 1 | | -0.715 | | -0. 893 ** |
| Channel _{et} (-0.06) (1.95) 常数项 -3.047*** -0.228 | $POSIO2_t \times Channel_{ct}$ | | (-1.34) | | (-2.27) |
| 常数项 (-0.06) (1.95) 常数项 -3.047*** -0.228 | Cl 1 | | -0.044 | | 0. 775 * |
| 常数项 | $Channel_{ct}$ | | (-0.06) | | (1.95) |
| 控制变量 Yes Yes Yes Yes 城市固定效应 Yes Yes Yes Yes 年份固定效应 Yes Yes Yes Yes 样本数 2 896 2 870 3 313 3 224 | 사· 사· | - 3. 047 *** | -0.228 | 13. 851 *** | 0. 918 |
| 城市固定效应YesYesYesYes年份固定效应YesYesYesYes样本数2896287033133224 | 吊奴坝 | (-2.67) | (-0.15) | (10.85) | (-0.69) |
| 年份固定效应 Yes Yes Yes Yes 样本数 2 896 2 870 3 313 3 224 | 控制变量 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 样本数 2896 2870 3313 3224 | 城市固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| | 年份固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| R ² 0. 573 0. 796 0. 173 0. 827 | 样本数 | 2 896 | 2 870 | 3 313 | 3 224 |
| | \mathbb{R}^2 | 0. 573 | 0. 796 | 0. 173 | 0. 827 |

注: ***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平下显著, 括号内为 t 值。

中三重交叉项 $TPU_{c01} \times POST02_{\iota} \times Channel_{\iota\iota}$ 显著为正,说明产业结构升级是 TPU 下降促进城市创新的影响渠道。

(二) 异质性分析

本文根据城市所在省份是否沿海这一特征将样本分成了内陆地区和沿海地区,可以看到 TPU 下降对沿海地区城市创新的促进作用比内陆城市更加明显。从影响渠道来看,内陆地区 TPU 下降对产业结构升级产生了显著的促进作用,对出口规模的影响系数在 10% 的水平下并不显著;而沿海地区 TPU 下降对出口规模产生了显著促进作用,对产业结构升级作用不明显,这与周茂等[21]得出贸易开放对内陆地区的产业升级有显著促进作用、对沿海地区影响并不显著的结论类似。在中国,相较于内陆地区而言,沿海地区的开放时间更早、开放程度也更高,加入 WTO 之前,低廉的劳动力成本以及更

开放的贸易环境造就了劳动密集型特征的出口导向型产业结构。加入 WTO 后,面对外部贸易环境的 优化,沿海地区的出口在二元边际上有显著增长,但因为原先已经形成了出口导向型产业结构,因此 在短期内加入 WTO 带来 TPU 降低并未使沿海地区产业结构发生显著变化;对于内陆地区而言,进口 贸易自由化带来的激烈竞争淘汰了许多低生产率的企业,产业结构也在市场机制的作用下被迫升级,但内陆地区的开放程度一直较低,贸易成本更高,因此 TPU 下降并没有对出口规模产生显著促进作用。

考虑到不同模式的贸易对城市产业结构的影响有较大差异^[37],一般贸易往往能使企业和城市获得较多的学习机会,从而有可能促进技术升级并优化产业结构;而加工贸易极易发生"低端锁定"现象。因此本文参照余森杰^[38]的做法,将一般贸易占总贸易额 50% 以上的城市划分为一般贸易城市,其余城市划分为加工贸易城市。从表 6 中第(5)列和第(6)列的回归结果来看,TPU 下降能够促进一般贸易城市的产业结构升级,而对加工贸易城市的产业结构升级没有显著影响。这一结论与陈爱贞和闫中晓^[37]的研究结果相似。

| | 内陆地区 | | 沿海地区 | | 一般贸易城市 | 加工贸易城市 |
|-------------------------------|-------------|---------------|-------------|---------------|---------------|---------------|
| 变量 | (1) 出口规模 | (2) 产业结构升级 | (3) 出口规模 | (4) 产业结构升级 | (5) 产业结构升级 | (6) 产业结构升级 |
| TDII ~ DOSTO | 0. 662 | 2. 590 *** | 1. 800 ** | -0.432 | 1. 476 ** | 1. 724 |
| $TPU_{c01} \times POST02_{t}$ | (0.75) | (3.01) | (2.02) | (-0.33) | (2.05) | (1.68) |
| 常数项 | 0.080 | 16. 492 *** | -2.637 | 12. 611 *** | 14. 843 | 11. 751 ** |
| | (0.04) | (9.34) | (-1.52) | (6.78) | (9.27) | (6.82) |
| 控制变量 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 城市固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 年份固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 样本数 | 964 | 1 931 | 1 202 | 1 382 | 2 671 | 528 |
| R^2 | 0. 527 | 0. 194 | 0.680 | 0. 264 | 0. 181 | 0. 160 |

表 6 异质性分析

注: ***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平下显著, 括号内为 t 值。

六、结论与政策启示

以开放促改革是中国经济过去几十年实现高速发展的重要经验,高水平的开放是促进创新能力提升的重要手段,而紧张的外部贸易环境是阻碍中国通过更高水平开放促进经济发展的重大阻力。因此,研究外部贸易不确定性对中国城市创新能力的影响有重大的现实意义。本文基于中国加入WTO被美国授予永久PNTR地位的准自然实验进行研究,主要研究结论如下:(1)贸易政策不确定性降低对城市创新有显著的促进作用。(2)贸易政策不确定性主要通过扩大城市出口规模和加快产业结构升级两个渠道提升城市创新能力。(3)不同地区TPU下降对中介变量的影响有较大差异,在沿海地区,TPU下降显著促进了出口规模扩张,从而促进了城市创新水平;在内陆地区,TPU下降则主要通过加快产业结构升级,从而促进了城市创新水平;TPU下降对以加工贸易为主城市的产业结构升级没有显著影响。

本文的政策启示:(1)中国应积极与其他国家签订贸易协定、深化"一带一路"倡议,本着"互利共赢、相互促进"的原则,逐渐降低贸易壁垒,降低甚至消除贸易政策不确定性带来的负面影响,给城市和企业营造一个稳定有序的外部贸易环境^[39-40]。(2)面对中国沿海城市和内陆城市发展不平衡的现状,中国应参照部分区域快速发展的经验,结合区域要素禀赋,推动产业向信息化、服务化快速转型,鼓励当地优秀企业进入国际市场竞争以达到良性循化。对于城市而言,当外部贸易环境优化时,也要相应提升自身贸易开放水平,增加与国外市场的联系,降低企业的贸易成本,这样才能依托TPU下降促进城市出口,通过出口竞争效应和学习效应增强城市的创新能力。(3)在对外贸易过程中,应重点

发展区域内具有比较优势的产业,同时及时发现具有比较优势潜力的产业并给予政策倾斜和财政补贴,全面推动产业结构向高质量方向升级^[41],以此释放生产要素、理论知识的创新活力,进而推动本地优势产业进入国际市场竞争,从而促进城市创新能力。

参考文献:

- [1] HANDLEY K. Exporting under trade policy uncertainty: theory and evidence [J]. Journal of international economics, 2014, 94(1):50-66.
- [2] PIERICE J R, SCHOTT P K. Trade liberalization and mortality: evidence from US counties [J]. American economic review; insights, 2020, 2(1):189 222.
- [3] BRANDT L, BIESEBROECK J V, WANG L, et al. WTO accession and performance of Chinese manufacturing firms [J]. American economic review, 2017, 107(9): 2784 2820.
- [4]毛其淋. 贸易政策不确定性是否影响了中国企业进口? [J]. 经济研究,2020,55(2):148-164.
- [5]谢杰,陈锋,陈科杰,等. 贸易政策不确定性与出口企业加成率:理论机制与中国经验[J]. 中国工业经济,2021(1): 56-75.
- [6]佟家栋,李胜旗. 贸易政策不确定性对出口企业产品创新的影响研究[J]. 国际贸易问题,2015(6):25-32.
- [7] 苏理梅, 彭冬冬, 兰宜生. 贸易自由化是如何影响我国出口产品质量的?——基于贸易政策不确定性下降的视角 [J]. 财经研究, 2016, 42(4):61-70.
- [8] PIERCE J R, SCHOTT P K. Trade liberalization and mortality: evidence from US counties [J]. American economic review: insights, 2020, 2(1):47-63.
- [9]赵春明,范雅萌,熊珍琴. 贸易政策不确定性对中国地区产业结构升级的影响[J]. 亚太经济,2020(5):116-12.
- [10]赵春明,谷均怡,李宏兵. 贸易政策不确定性与区域人口迁移[J]. 东南大学学报(哲学社会科学版),2021,23(1): 52-63+147+2.
- [11]李平,姜丽. 贸易自由化、中间品进口与中国技术创新——1998—2012 年省级面板数据的实证研究[J]. 国际贸易问题,2015(7):3-11+96.
- [12] 杨连星, 顾畅一. 比较优势视角下的进口结构与城市创新[J]. 国际贸易问题, 2021(12):101-117.
- [13]黄凌云,张宽. 贸易开放提升了中国城市创新能力吗?——来自产业结构转型升级的解释[J]. 研究与发展管理, 2020,32(1):64-75.
- [14]徐欣,夏芸. 中国企业出口具有学习效应吗?——来自"英国脱欧"自然实验的新证据[J]. 科学学研究,2022,40 (1):69-80.
- [15] FENG L, LI Z, SWENSON D L. Trade policy uncertainty and exports: evidence from China's WTO accession [J]. Journal of international economics, 2017, 106(C): 20 36.
- [16] 钱学锋,龚联梅. 贸易政策不确定性、区域贸易协定与中国制造业出口[J]. 中国工业经济,2017(10):81-98.
- [17]梁丽娜,于渤. 经济增长:技术创新与产业结构升级的协同效应[J]. 科学学研究,2021,39(9):1574-1583.
- [18]李健,余悦.产业结构动态外部性对区域创新能力影响实证研究[J]. 科研管理,2018,39(S1);217-225.
- [19] 韩军, 孔令丞. 产业结构调整是否促进了区域创新绩效的提升?[J]. 科研管理, 2022, 43(7):115-123.
- [20]支宇鹏,黄立群,陈乔.自由贸易试验区建设与地区产业结构转型升级——基于中国 286 个城市面板数据的实证分析[J].南方经济,2021(4):37-54.
- [21] 周茂, 陆毅, 符大海. 贸易自由化与中国产业升级: 事实与机制[J]. 世界经济, 2016, 39(10): 78-102.
- [22]赵庆. 产业结构优化升级能否促进技术创新效率? [J]. 科学学研究,2018,36(2):239-248.
- [23]李占国,符磊,江心英. 垂直专业化分工与产业升级[J]. 产经评论,2018,9(3):97-114.
- [24]何欢浪,蔡琦晟,章韬. 进口贸易自由化与中国企业创新——基于企业专利数量和质量的证据[J]. 经济学(季刊),2021,21(2):597-616.

- [25]金培振,殷德生,金桩.城市异质性、制度供给与创新质量[J].世界经济,2019,42(11):99-123.
- [26] 寇宗来, 刘学悦. 中国城市和产业创新力报告[R]. 上海: 复旦大学产业发展研究中心, 2017.
- [27] HANDLEY K, LIMÃO N. Trade and investment under policy uncertainty: theory and firm evidence [R]. NBER working papers, No. 17790, 2012.
- [28]毛其淋,许家云. 贸易政策不确定性与企业储蓄行为——基于中国加入 WTO 的准自然实验[J]. 管理世界,2018, 34(5):10-27+62+179.
- [29] FEENSTRA R C, ROMAILS J, SCHOTT P K. US imports, exports, and tariff data, 1989 2001 [R]. NBER working paper, No. 9387,2002.
- [30] HAUSMANN R, RODRIK H D. What you export matters[J]. Journal of economic growth, 2007, 12(1):1-25
- [31]苗文龙,何德旭,周潮.企业创新行为差异与政府技术创新支出效应[J]. 经济研究,2019,54(1):85-99.
- [32]李佳,闵悦,王晓.中欧班列开通对城市创新的影响研究:兼论政策困境下中欧班列的创新效应[J].世界经济研究,2020(11):57-74.
- [33]孙文浩,张杰. 高铁运营推动城市全要素生产率提升[J]. 上海经济研究,2021(1):90-104.
- [34]王峤,刘修岩,李迎成. 空间结构、城市规模与中国城市的创新绩效[J]. 中国工业经济,2021(5):114-132.
- [35] 聂辉华, 江艇, 杨汝岱. 中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题[J]. 世界经济, 2012, 35(5): 142-158.
- [36] BRANDT L, BIESEBROECK J V, ZHANG Y. Creative accounting or creative destruction? Firm-level productivity growth in Chinese manufacturing [J]. Journal of development economics, 2011, 97(2): 339 351.
- [37] 陈爰贞, 闫中晓. 资源配置视角下出口强度对产业结构升级的影响[J]. 东南学术, 2022(1):170-181.
- [38] 余森杰. 加工贸易、企业生产率和关税减免——来自中国产品面的证据[J]. 经济学(季刊),2011,10(4):1251 1280.
- [39]曲丽娜,刘钧霆. 贸易政策不确定性是否影响了出口?——基于中国高技术企业微观数据的研究[J]. 产业经济研究,2021(5);97-112.
- [40] 邢艳春, 廖晗. 经济政策不确定性对中国股市波动率的影响[J]. 统计与信息论坛, 2023, 38(1): 71-80.
- [41]刘晴,李雨晴,张艳超. 贸易政策不确定性如何影响异质性企业出口模式——基于融资约束异质性视角的分析 [J]. 南京财经大学学报,2022(1):97-108.

(责任编辑:王顺善;英文校对:谈书墨)

Does the Decline in Trade Policy Uncertainty Promote Urban Innovation? CHENG Jin, LI Peidong

(School of International Economics and Trade, Nanjing University of Finance and Economics, Nanjing 210023, China)

Abstract: Innovation is an important part of China's strategy and is crucial to enhance China's comprehensive national strength, with urban innovation being the mainstay of national innovation. Using panel data from 235 prefecture-level cities in China from 1998 to 2013, this paper uses the number of urban invention patent authorizations as an indicator to measure urban innovation capacity. Then, based on the quasi-natural experimental framework of China's accession to the WTO and permanent PNTR status granted by the United States, it uses the multiplier method to study the impact of trade policy uncertainty on urban innovation. The study finds the following: (1) That the decline in trade policy uncertainty has a significant promotional effect on urban innovation. (2) From the impact mechanism perspective, both export scale expansion and industrial structure optimization are important channels for trade policy uncertainty to promote urban innovation. (3) In comparison with inland cities, the innovation capacity of coastal cities is better promoted by the decline in trade policy uncertainty. These results remain valid after the robustness test, and the above research conclusions have an important role to play in deepening China's innovation-driven development strategy.

Key words: trade policy uncertainty; city innovation; export scale; industrial structure upgrading