

本地偏好与国内统一大市场建设

——来自中国交通事故裁判文书的证据

才国伟 陈思含 李兵*

摘要:本文提取了我国2013—2021年裁判文书网中交通事故案件信息,以本外地原告的胜率差异来测度本地偏好程度。回归结果显示,外地诉讼方的胜率要显著低于本地,这种差异具有较强的外生性和稳定性。基于地级市本地偏好指数和城市间贸易流数据,本文还发现,本地偏好对国内贸易存在显著的负面影响,其作用机制为增加了贸易成本,造成了贸易转移和挤出效应。本文证实了本地偏好对国内贸易的重要影响,为建设全国统一大市场提供了新的思路。

关键词: 本地偏好;全国大市场;交通事故裁判文书

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2024.06.02

一、引言

消除区域经济贸易壁垒,构造开放统一、竞争有序的市场经济体系,一直是我国制度建设的重要目标。一般认为,制度分为正式制度和非正式制度。正式制度可以界定为法律、法规、章程等,而非正式制度通常表现为习惯性地遵从或默认某类文化习俗(周业安, 2001)。非正式制度不是人们有意设计的,而是人们在长期交往中自发形成并被无意识接受的行为规范,包括意识形态、价值观念、伦理道德、风俗习惯等,其实施依赖于成员的自愿而非外界的强迫(North, 1990, 1991)。非正式制度对于个体偏好的形成有深刻的影响,个体在参与正式制度之前就拥有了自己的偏好(March and Olsen, 1996)。特别是在中国社会几千年的文化传统演进中,形成了浓郁的人情社会。在这种基于人际关系的社会结构中,非正式制度具有极强的影响力和延续性,也必然会影响到国内经济贸易和全国统一大市场建设。

非正式制度使人们偏好血缘或地缘相近、文化相似的群体,形成“本地偏好”,即人们偏爱本地的人、企业及市场。其主要原因有:一是,信息优势驱动(Coval and Moskowitz, 1999; Baik et al., 2010),即人们更容易获得本地产品或企业的信息;二是,行为因素驱动,即人们通常喜欢和接受自己熟悉的事物,而对不熟悉的事物持负面态度(Seasholes and Zhu, 2010; Korniotis and Kumar, 2013);三是,情感驱动,即人们对本地人或者同族人会有亲近感和信任感(Combes et al., 2005; Yang and Lin, 2022)。在市场交易中,本地偏

* 才国伟,中山大学岭南学院;陈思含,华南师范大学经济与管理学院;李兵,中山大学岭南学院。通信作者及地址:李兵,广东省广州市海珠区新港西路135号,510275;电话:18600919458;E-mail:libing57@mail.sysu.edu.cn。作者感谢国家社会科学基金重大项目(22&ZD058)的资助,感谢匿名审稿人和编辑同志高水平的修改建议。当然文责自负。

好会导致交易对象受到差别性对待,交易局限在本地市场。与现有文献主要关注正式制度的影响不同,本文将重点揭示本地偏好这种非正式制度对我国地区之间贸易的影响机理。

本地偏好是一种自发的内化于心的行为准则,如何测算本地偏好程度是相关研究的重点。测算主要存在两个难点:一是,本地偏好是隐性的非正式制度,很难直接测度,只能借助于间接方法,但这很容易受到混杂因素的影响;二是,本地偏好核心定义的外延具有多种外在表现。从需求侧来看,在购买时优先考虑本地产品;从供给侧来看,在投资时倾向于本地企业,或是在销售时优先供给本地买家;从司法判决来看,法官倾向于作出有利于本地诉讼方的判决等。^①

现有文献对本地偏好的测算尚未有统一的标准。大体来看,可以分为两类:一是,测算本地产品或投资占总体的份额或是本地与外地的差异;二是,基于信任、文化等非正式制度因素的测算方式。第一类测算方式主要包括:(1)计算投资者投资组合中本地投资的权重(French and Poterba, 1991; Ahearne et al., 2004);(2)互联网中对本地公司的关注度(Huang et al., 2016; 杨晓兰等, 2016);(3)设置本地虚拟变量并估计相关系数(McCallum, 1995; Anderson and Van Wincoop, 2003)等。第二类测算方式以信任水平、文化距离等作为一国内部或国家间的偏好程度。这实际上是以某种非正式制度,通常是易观察或获取的,作为本地偏好的替代。例如,张维迎和柯荣住(2002)基于“中国企业家调查系统”(CESS)的问卷调查数据测算了中国各省信任度和省际双边信任;Felbermayr and Toubal(2010)基于欧洲电视网歌唱大赛的双边评分数据,度量了1975—2003年间的文化邻近程度等。可以发现,一些本地偏好的测算是基于跨国数据,而不同国家之间的法律、法规等正式制度本就差异极大,这就很难将本地偏好与正式制度相区分;另一些是基于微观调查问卷,依赖回答问题的主体的主观判断,而不是基于客观的行为结果,将其认定为本地偏好的外在表现,可能存在一些偏差。

为此,本文探索性地以交通事故判决中本地原告和外地原告的胜率差异来测度本地偏好程度。司法判决虽然属于正式制度的范畴,但社会化个体的法官,在审判过程中也无法避免地受到所在地文化、习俗和观念的影响(Nugent, 1994)。陈刚和孙艳倪(2022)基于主审法官与商事诉讼案件的微观数据,证实了司法中存在法官因身份认同而偏爱老乡的行为。此外,以交通事故判决结果作为本地偏好的测度,还有以下三个原因:一是,交通规则是一个最常遇到适用场景,相对比较明晰、统一的法律法规。交通事故案例判决中显示出来的对于本地人更有利的结果,不是由于外地人和本地人对于交通规则理解的偏差造成的,而是本地偏好对于判决的影响;二是,交通案件通常以个体为主体,与以企业为主体的经济案件相比,其异质性相对较低。交通案件涉及的经济利益足够大,当事人不会不在乎,但是经济利益通常又不会大到引发地方政府的干预,避免了地方政府竞争导致的混杂因素影响;三是,交通事故具有随机性,不针对特定群体,发生频率高,为后续的分析提供了大量样本,可以减少统计上的误差。^②

① 作者特别感谢审稿人对本地偏好概念的建设性意见。

② 正是由于交通案件的这些特性,本文能够排除部分正式制度差异带来的混杂因素影响,保证测度的指标就是“本地偏好”,是一个相对“干净”的代理变量。

在控制各种因素的影响之后,本文发现在交通事故案件中外地原告的胜诉率要显著低于本地原告,本地偏好确实存在。进一步,以司法体制改革作为正式制度改革的代表,检验了改革对这种本地偏好的影响,结果发现本地偏好并未受到正式制度改革的影响,说明本地偏好具有相对稳定性,其影响可能是长期存在的。基于以上考虑,本文根据地级市分类样本,分别测算了各个地级市的本地偏好指数,结果正如预期,大多数地区存在明显的本地偏好现象。在此基础上,结合增值税发票加总得到的地级市间贸易流数据,本文进一步发现了本地偏好对国内地区间贸易的负面影响。机制分析显示,本地偏好增加了地区间的贸易成本,买入地城市对本地产品的偏好及对外来产品的排斥,卖出地城市对贸易对象的选择偏好,是造成地区间交易成本高昂的主要因素。本地偏好还会导致贸易转移和挤出效应,从而阻碍地区之间的贸易。本文从非正式制度视角,证实了本地偏好对于国内贸易的重要影响,为构建全国统一大市场提供有益借鉴。

二、数据和指标说明

(一) 本地偏好相关数据和指标

本文测算本地偏好的原始数据为2013年1月至2021年10月全国裁判文书,来源于中国裁判文书网。我们提取其中交通事故判决书的相关信息^①,主要为基层人民法院审理的交通事故民事一审案件^②。对每份判决书,提取以下信息:法院地址、审判和裁决日期、原告地址、被告地址、案件基本事实、法官提供的司法推理、原告和被告所需承担的案件受理费等信息。具有这些完整信息的案件约为126万件。

在民事案件中,案件受理费通常由败诉方支付,通过双方承担案件受理费的比例可判断原告和被告在判决中的输赢程度(Liu et al., 2022),因此本文设定原告胜率(WR)为^③:被告承担的案件受理费/(原告承担的案件受理费+被告承担的案件受理费)。依据法院地址和诉讼双方的地址,为每个案件定义了外地原告虚拟变量 B (分为外省原告与外市原告),即若原告地址和法院地址不在同一地区(省或市),则 $B=1$;反之,则 $B=0$ 。

另外,还提取出了与原告胜率相关的控制变量,包括:原告是否驾驶了非机动车、原告是否行人、原告方是否有人身伤亡、是否采用简易程序等。^④根据Liu et al.(2022),提取了与判决书质量相关的变量,包括:是否上诉、是否采用自由裁量、是否召唤证人及文书字数(千字)等。^⑤

① 中国裁判文书网由最高人民法院建立,各级法院在审判结束的七天内要披露所有判决书文件,部分涉及国家安全、个人隐私及未成年犯罪的案件不披露。中国裁判文书网设立时间为2013年7月,而2013年以前的案件文书并未要求强制挂网,因此2013年的案件数量较少。

② 超过99%的交通事故案件一审发生在基层人民法院,本文的基准回归主要基于一审发生在基层人民法院的案件。在第一次判决后,任何一方不服而上诉的,则要进行二审,二审为终审判决。在稳健性检验中,检验一审发生在中级人民法院(市级)的案件,并以二审(终审)案件的胜率修正了原样本胜率。

③ 这里关注原告胜率,在稳健性检验中关注被告胜率,得到的结果是一致的。

④ 涉及机动车与非机动车或行人的事故,通常由机动车一方承担事故赔偿责任,但有证据证明非机动车驾驶人、行人违反道路交通安全法律时可减轻机动车方的责任,因此原告是否为非机动车驾驶人或行人是交通事故判决的重要因素。是否出现严重的人身伤亡对判决结果也将有很大影响,本文判定标准为原告方是否有死亡或伤残。简易程序通常是案件事实较为清楚时采取的方式,也是反映案件事实的重要控制变量。

⑤ 较低的上诉率和较长的司法文书通常是判决质量高的代表(Baye and Wright, 2011; Liu, 2018),过多地采用自由裁量会降低判决质量(Liu and Li, 2019),有证据证人会增加判决的公平和可靠性(Edmond and Roberts, 2011)。

(二) 地级市之间的贸易流量

本文基于 2017 年中国所有企业的增值税发票数据构造了地级市之间的贸易流量。原始数据来自国家税务总局系统收录的各地级市入库企业增值税发票,发票上注明交易的销售金额、增值税额、销售方和购买方的公司名称及其公司所在地,实际上记录了地区之间的贸易流量。我们将原始数据加总到“卖出地-买入地”层面,涵盖的地级市为 342 个,加上 4 个直辖市,共计 346 个地区 119 716 个“卖出地-买入地”组合,去掉本地对本地的样本及部分极端值,共得到 106 755 个有方向的“卖出地-买入地”的贸易量组合。^①

此外,本文涉及的地理变量主要包括距离、海拔差、地势崎岖度之差、所处河流流域、偏远程度;经济变量主要为各地级市的人均 GDP、人口数、公路密度等。地理数据来源于百度地图开放平台,经济数据来源于历年《中国城市统计年鉴》。^②

(三) 描述性统计

表 1 为判决书样本中案件相关变量的描述性统计。从省份层面来看,当诉讼双方均来自本省时,原告胜率为 66.06%;而当其中一方来自外省时,外省诉讼方的平均胜率要低 2%—3%左右,外市原告的情况类似,这些初步说明了交通事故判决中存在一定程度的本地偏好。法官在判决过程中因主观偏见或受外部影响而偏向某方当事人的情况是世界各国普遍存在的问题(Shleifer, 2012)。如对俄罗斯企业破产案件的研究显示,地方法院存在偏爱本地企业的情况(Lambert-Mogiliansky et al., 2007)。在知识产权案件中本地原告更容易获得有利判决(龙小宁和王俊,2014)。此外,法官还受到文化、习俗等非正式制度的影响(Nugent, 1994)。而交通事故的判决通常不受外部因素的影响,更多反映的是主观因素而造成的司法偏袒,是测度非正式制度下本地偏好的良好指标。

表 1 交通事故案件的描述性统计

	全样本	省份(原告→被告)				城市(原告→被告)			
		本省→ 本省	本省→ 外省	外省→ 本省	外省→ 外省	本市→ 本市	本市→ 外市	外市→ 本市	外市→ 外市
样本数	1 265 181	973 296	144 780	83 053	60 182	748 185	213 922	103 109	103 531
原告胜率(%)	66.20	66.06	68.10	64.29	66.53	66.12	67.43	64.17	65.88
原告非机动车(%)	2.46	2.37	2.75	2.58	3.05	2.58	2.57	1.96	2.02
原告行人(%)	1.66	1.75	1.18	1.71	1.41	1.86	1.27	1.75	1.11
原告伤亡(%)	34.51	35.03	33.62	33.20	30.01	35.67	35.54	33.19	32.13
是否上诉(%)	8.44	8.50	8.15	8.65	7.95	8.53	8.13	8.90	9.02
简易程序(%)	61.16	60.27	63.03	63.91	67.22	60.09	62.16	61.03	62.09

① 对贸易数据的可靠性检验见附图 A1。限于篇幅,附录未在正文列示,感兴趣的读者可在《经济学》(季刊)官网(<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>)下载。

② 各变量的描述性统计见附录 I 表 I 1。

(续表)

	全样本	省份(原告→被告)				城市(原告→被告)			
		本省→	本省→	外省→	外省→	本市→	本市→	外市→	外市→
		本省	外省	本省	外省	本市	外市	本市	外市
自由裁量(%)	0.02	0.02	0.02	0.02	0.01	0.02	0.01	0.01	0.02
证人(%)	0.49	0.49	0.43	0.57	0.49	0.51	0.40	0.59	0.45
文书字数(千字)	2.48	2.43	2.59	2.70	2.76	2.42	2.54	2.54	2.66

注：其中变量“原告非机动车”至“证人”均为虚拟变量，其值为取值为1的样本占总样本的比例；文书字数则为样本均值。

三、本地偏好的测算和分析

(一) 本地偏好的测算方法

由于诉讼方的胜率要受到案件具体情况和其他一些正式制度的影响，因此本文采用计量回归的方法控制这些因素的影响，从而分离出非正式制度下的本地偏好，回归模型如下：

$$WR_{c,i,t} = \alpha + \beta B_{c,i,t} + \gamma Law_Control_{c,t} + \varphi_i + \lambda_t + u_{c,i,t} \quad (1)$$

其中， $WR_{c,i,t}$ 表示在地方法院*i*和时间*t*审理的案件*c*的原告胜率。 $B_{c,i,t}$ 为外地原告虚拟变量， $Law_Control_{c,t}$ 表示与案件相关的控制变量， λ_t 为时间(年)固定效应， $u_{c,i,t}$ 为扰动项。 φ_i 为法院固定效应，本文考虑了两类固定效应，即市级固定效应或县(区)级固定效应，分别控制了不可观察的市级法院及县(区)级法院层面的特征。^① $B_{c,i,t}$ 的系数 β 实际上衡量的是外地原告与本地原告的胜率差异，即非正式制度下的本地偏好程度。若 β 显著为负，则表示地区之间存在明显的本地偏好。

(二) 基准回归结果

基准回归结果如表2所示。其中第(1)、(2)列以外省原告(原告来自外省，被告与法院所在省相同)作为关键解释变量 $B_{c,i,t}$ ，第(3)、(4)列的 $B_{c,i,t}$ 则为外市原告(原告来自外市，被告与法院所在城市相同)。前者衡量非正式制度下的省际本地偏好，后者则为市际本地偏好。从结果来看，无论是省份还是城市层面，外地原告的胜率均低于本地原告，当原告来自外省时，其平均胜率相较于本省原告低2.2%；而当原告来自外市时，其平均胜率仅低1.2%，印证了非正式制度下本地偏好的存在。相较于省际结果，市际本地偏好略低。由于历史、地理和区域政策的原因，各省具有相对独特的文化和经济体系，本地偏好效应更强。

此外，案件相关变量的系数基本符合预期。原告驾驶非机动车及原告是行人的系数为正，表明在交通事故案件中，原告驾驶非机动车和行人会提高其胜率。若原告方出现伤

① 在基于外地原告的实证分析中不包含本地→外地和外地→外地的样本。

残或伤亡的情况,原告获得胜诉的概率也会加大。若判决中采用简易程序,表示案件事实较为清楚,原告胜诉的概率更大。而对于判决书质量相关的变量,采用自由裁量会降低原告的胜率,传唤证人不利于原告胜诉;文书字数越多,判决质量越高,原告胜诉的概率越大。

表 2 本地原告 vs.外地原告胜率回归结果

	外省原告 (1)	外省原告 (2)	外市原告 (3)	外市原告 (4)
外地原告	-0.022*** (0.003)	-0.022*** (0.002)	-0.012*** (0.002)	-0.011*** (0.002)
原告驾驶非机动车	0.066*** (0.005)	0.065*** (0.004)	0.071*** (0.004)	0.069*** (0.003)
原告是行人	0.076*** (0.005)	0.076*** (0.005)	0.077*** (0.004)	0.077*** (0.003)
原告方伤亡	0.034*** (0.006)	0.027*** (0.007)	0.036*** (0.003)	0.029*** (0.003)
是否上诉	0.005 (0.005)	-0.001 (0.005)	0.005 (0.003)	-0.001 (0.003)
简易程序	0.234*** (0.008)	0.237*** (0.009)	0.238*** (0.005)	0.242*** (0.004)
自由裁量	-0.088** (0.043)	-0.099** (0.046)	-0.087* (0.049)	-0.093* (0.050)
证人	-0.123*** (0.014)	-0.121*** (0.012)	-0.128*** (0.008)	-0.124*** (0.007)
文书字数	0.079*** (0.005)	0.084*** (0.006)	0.079*** (0.002)	0.084*** (0.002)
地级固定效应	是	否	是	否
县级固定效应	否	是	否	是
年份固定效应	是	是	是	是
样本量	1 014 060	1 014 032	824 089	824 054
R ²	0.278	0.311	0.285	0.319

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的统计水平上显著,第(1)、(2)列括号中为聚类到省份对层面的标准误差,第(3)、(4)列为聚类到城市对层面的标准误。第(1)、(3)列采用地级市固定效应,第(2)、(4)列采用县区级固定效应。表 3 和表 4 同。

（三）正式制度对本地偏好的影响

进一步验证非正式制度下的本地偏好是否受到正式制度改革的影响。本文采用 2014 年开始的司法体制改革作为正式制度改革的代表,根据 2013—2020 年《中国法院司法改

革年鉴》获取各地级市推行司法改革的时间,构造司法体制改革变量 $Reform_{i,t}$ 。^①在式(1)中加入 $Reform_{i,t}$ 与 $B_{c,i,t}$ 的交乘项,来识别司法改革对于外地原告胜率的影响,具体如下:

$$WR_{c,i,t} = \alpha + \beta B_{c,i,t} + \omega Reform_{i,t} + \theta B_{c,i,t} \times Reform_{i,t} + \gamma Law_Control_{c,t} + \varphi_i + \lambda_t + u_{c,i,t}, \quad (2)$$

其中, $B_{c,i,t} \times Reform_{i,t}$ 的系数 θ 反映司法体制改革对交通事故案件外地原告胜率的影响。 ω 体现司法体制改革对原告胜率的影响。

司法体制改革的目标是实现地方政府与辖区内地方法院适当分离的司法管辖制度,并在全国进行分批次的推广和试点。地方政府出于区域利益考量,在众多商业纠纷案件中,倾向于保护本地大公司,并使其获得胜诉。而在司法体制改革后,此类地方保护主义应有所缓解(Liu et al., 2022)。然而,司法体制改革可能并不能改变非正式制度的影响。^②模型(2)的估计结果如表3所示。加入司法体制改革与外地原告的交乘项后,外地原告的系数仍显著为负,交乘项的系数均为正,但结果并不显著,表明司法体制改革对提高交通事故案件中外地原告的胜诉率虽然有正向作用,但影响十分有限,这也佐证了我们的猜想,即正式制度改革难以对非正式制度产生根本的影响。长期以来的历史文化积淀,非正式制度形成了持久而广泛的影响力。这个结果也表明,本文测度的本地偏好是有别于正式制度的。

表3 司法体制改革与非正式制度下的本地偏好

	外省原告 (1)	外省原告 (2)	外市原告 (3)	外市原告 (4)
外地原告	-0.023*** (0.005)	-0.023*** (0.005)	-0.013*** (0.003)	-0.012*** (0.003)
司法改革	-0.013 (0.011)	-0.014 (0.011)	-0.012** (0.006)	-0.013** (0.006)
外地原告×司法改革	0.002 (0.007)	0.001 (0.008)	0.003 (0.005)	0.003 (0.005)
控制变量	是	是	是	是
地级固定效应	是	否	是	否
县级固定效应	否	是	否	是
年份固定效应	是	是	是	是
样本量	1 014 060	1 014 032	824 089	824 054
R^2	0.278	0.311	0.285	0.319

① 如果地方法院*i*在时间*t*已开展司法体制改革试点,则 $Reform_{i,t}=1$;否则, $Reform_{i,t}=0$ 。

② 在我国司法中,法官发挥主要作用。而在审判中一直保持纯粹的中立位置是一件困难的事,特别是在面对有争议的案件或法律存在空白或冲突时,给法官留下的自由裁量余地会更大。在这个过程中,即便不受到外部因素干扰,法官仍可能出于文化习俗的亲近感而偏爱本地诉讼方。而这种因非正式制度影响而产生的本地偏好会削弱正式制度的基础和作用,且这种影响很难通过正式制度改革而改变。

（四）稳健性检验

为验证本文结果的稳健性,进行了以下几方面的检验:一是,以分数响应模型、Tobit 模型来替换模型(1),因为原告胜率的取值区间为 0—1,属于受限因变量^①;二是,以二审的最终胜率替换一审的结果,因为有 8%左右的案件进行了再审;三是,以外地被告胜率作为被解释变量,以外省被告、外市被告作为关键解释变量,检验当被告来自外地时是否存在本地偏好;四是,采用一审发生在中级法院的案件替换基准回归中一审发生在基层法院的交通事故案件,结果如表 4 所示。

表 4Panel A 的结果显示,外地原告系数仍在 1%的统计水平上显著为负,结果基本稳健。从 Panel B 的结果来看,若一审案件审理有偏,二审可能会改判,对判决结果存在一定影响。将有二审的案件胜率替换对应的一审胜率后,影响程度略有下降,但外地原告的系数仍显著为负。Panel C 显示,当原告来自本省,被告来自外省时,被告的胜率会降低 1.2%,说明对诉讼双方而言,均受到本地偏好的影响,对外地被告的影响程度要低于外地原告。Panel D 基于一审在市级法院审理的交通事故案件,共有近 3.5 万件案件。通常只有重大或金额较大的案件由中级人民法院进行一审审理,此类交通事故案件的审理由于情节严重,影响较大,审理过程更加谨慎,因此外地原告与本地原告的胜诉率未见显著差异,符合预期。

表 4 本地偏好的稳健性检验结果

	外省原告/被告 (1)	外省原告/被告 (2)	外市原告/被告 (3)	外市原告/被告 (4)
Panel A: 分数响应模型、Tobit 模型				
外地原告	-0.115*** (0.016)	-0.022*** (0.003)	-0.063*** (0.011)	-0.012*** (0.002)
模型	分数响应模型	Tobit 模型	分数响应模型	Tobit 模型
固定效应	地市级 & 时间	地市级 & 时间	地市级 & 时间	地市级 & 时间
样本量	1 014 060	824 089	1 014 060	824 089
Pseudo R ²	0.158	0.162	0.334	0.344
Panel B: 二审胜率替换一审胜率				
外地原告	-0.020*** (0.002)	-0.021*** (0.002)	-0.011*** (0.002)	-0.009*** (0.002)
固定效应	地市级 & 时间	县区级 & 时间	地市级 & 时间	县区级 & 时间
样本量	1 014 060	1 014 032	824 089	824 054
R ²	0.290	0.321	0.297	0.329

① 感谢审稿人的建议,我们补充了分数响应模型、Tobit 模型的稳健性检验结果。

(续表)

	外省原告/被告 (1)	外省原告/被告 (2)	外市原告/被告 (3)	外市原告/被告 (4)
Panel C: 外地被告				
外地被告	-0.012** (0.005)	-0.011** (0.005)	-0.006** (0.002)	-0.006*** (0.002)
固定效应	地市级 & 时间	县区级 & 时间	地市级 & 时间	县区级 & 时间
样本量	1 074 407	1 074 383	932 974	932 945
R^2	0.276	0.310	0.283	0.319
Panel D: 市级法院案件				
外地原告	-0.010 (0.007)	—	-0.010 (0.007)	—
固定效应	地市级 & 时间	—	地市级 & 时间	—
样本量	35 945	—	27 205	—
R^2	0.288	—	0.303	—

(五) 分城市的本地偏好指数

本文为探究本地偏好的经济后果,需要构建地级市层面的本地偏好指数,结合城市贸易流数据分析本地偏好对地区之间贸易流的影响。具体而言,根据地级市将样本分类,每个城市样本均为2013—2017年本市法院处理的交通事故案件^①,包括两类案件:一是诉讼双方均来自本市的交通事故案件;二是原告来自其他城市,被告来自本市的案件。非本市的原告即为外地原告,基于模型(1),估计了分城市样本的外地原告系数 β , β 即为该城市的本地偏好指数,结果如图1所示。一般而言,本地偏好指数 β 为负值,表示在交通事故判决中,本地法院会偏向本地诉讼方。在图1中,绝大部分城市的本地偏好指数小于0,但仍有极小部分城市本地偏好指数大于0,可以认为这些城市不存在本地偏好。^②

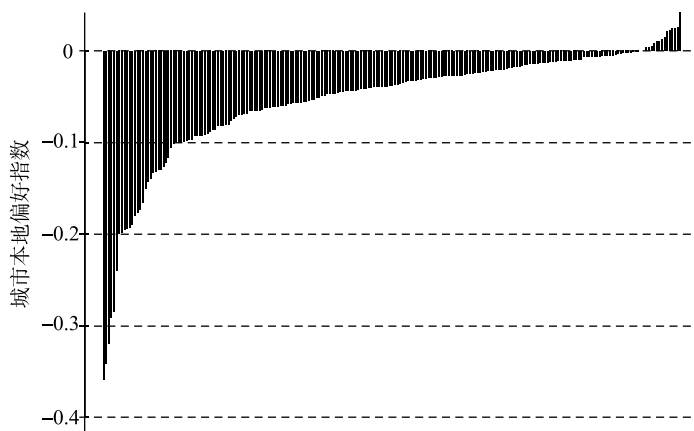


图1 分城市本地偏好指数

① 考虑到本文贸易流数据为2017年,而且部分城市样本数有限,因此采用了2013—2017年总样本估计结果作为2017年以前各城市的本地偏好程度。

② 本地偏好指数的代表性分析见附录II。

四、本地偏好与统一大市场建设

(一) 本地偏好与地区间贸易

本地偏好反映在要素流动及商品贸易等方面,会对统一市场的建设造成较大影响。特别是,我国在长期的历史演化和民族融合中形成了多元文化体系,地区之间的文化和习俗差异较大,造成了身份认同上的距离感,形成的本地偏好会助长市场分割问题。

本地偏好主要通过三种渠道影响统一大市场建设:一是,提升地区之间的交易成本。由于本地企业和个人倾向于在熟悉的本地市场开展交易,与外地企业之间的信任程度较低,交易需要更多的保障才能进行(刘凤委等,2009)。二是,降低地区之间的要素流动。本地偏好使人们对文化习俗差异较大的地区和群体产生“排外”心理,存在身份认同距离,导致地区之间的要素流动受阻(李仲达等,2021)。三是,减少区域间的商品贸易,这也是本文研究的重点。在考虑了距离、地形、地势等影响运输成本的地理条件以及正式制度因素以外(Levchenko, 2007; Nunn, 2007),仍存在无法解释的贸易壁垒,这说明贸易在很大程度上受到非正式制度的影响。

非正式制度下的本地偏好极易形成地方性、局部性的市场,难以扩大规模,不利于市场统一。近年来我国一直致力于解决市场分割问题,而畅通地区间贸易是建设强大国内市场的重要内容。基于引力模型,本文以 2017 年中国城市间贸易流为因变量,加入分城市本地偏好指数作为非制度性贸易成本,并控制了距离、海拔差、地势崎岖度之差、河流流域、偏远程度等地理因素的影响(才国伟等,2023),研究本地偏好对市场一体化的影响程度,具体如下:

$$\ln P_{ij} = \alpha + \beta' D_{ij} + \theta_1 local_pre_i + \theta_2 local_pre_j + \gamma_1 \ln GDP_i + \gamma_2 \ln GDP_j + \omega \ln Z_{ij} + u_{ij}, \quad (3)$$

其中, P_{ij} 表示市 i 销售到市 j 的贸易额。 D_{ij} 为边界虚拟变量, $D_{ij}=0$ 表示市 i 和市 j 处于相同省份, $D_{ij}=1$ 表示市 i 和市 j 处于不同省份, β' 反映边界效应。 $local_pre_i$ 和 $local_pre_j$ 为购入地和卖出地的本地偏好指数,并对其取相反数,即本地偏好指数越大,表示本地偏好程度越高。 α 为常数项, u_{ij} 为扰动项。 GDP_i 和 GDP_j 分别表示购入地和卖出地的人均 GDP。 Z_{ij} 为影响贸易的控制变量,包括边界数量、城市对间的距离、海拔差、地势崎岖度之差、河流流域、偏远程度、方言距离、公路密度、高铁开通、人口迁徙指数等。其中,方言距离数据来自 Jiao et al.(2022);高铁开通数据来源于《铁路客货运输专刊》及地方统计数据,基于各线路站点构造高铁开通变量,即若两个站点在 2017 年以前处于同一高铁线路,则取 1,反之则为 0。人口迁徙指数分为买入地向卖出地的人口迁徙指数、卖出地向买入地的人口迁徙指数,该指数表明了两地间的人口迁徙情况,数据来源于百度迁徙。基于模型(3)得到的估计结果如表 5 所示。

表 5 中第(1)列为基准回归结果,买入地和卖出地的本地偏好指数显著为负,表明本地偏好会阻碍地区间贸易。一方面,作为购入方城市,本地偏好程度越高,对外来产品越

排斥,会减少流入本地的贸易产品;另一方面,卖出地本地偏好越高,表明本地区人群更倾向于在本地进行贸易,贸易规模难以扩大。第(2)—(5)列中加入了公路密度、高铁开通、方言距离及人口迁徙指数,结果显示两地的本地偏好指数仍显著为负,回归结果稳健。更高的公路密度及开通高铁能促进区域间贸易,方言距离会减少地区间贸易。人口迁徙会促进区域间贸易,这是因为本地人之间的强社会联系,在本地人到外地从事商业活动时,会在当地形成同乡熟人网络,从而促进家乡与当地的跨地区贸易。

表5 本地偏好与地级市贸易的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
本地偏好指数(买入地)	-0.123** (0.055)	-2.544*** (0.241)	-0.126** (0.056)	-2.172*** (0.171)	-1.623*** (0.147)
本地偏好指数(卖出地)	-0.574*** (0.104)	-3.680*** (0.252)	-0.577*** (0.104)	-3.608*** (0.211)	-0.431*** (0.094)
公路密度(买入地)		0.437*** (0.037)			
公路密度(卖出地)		0.784*** (0.036)			
高铁开通			0.346*** (0.056)		
方言距离				-0.154*** (0.030)	
买入地向卖出地迁徙指数					0.494*** (0.013)
卖出地向买入地迁徙指数					0.613*** (0.013)
控制变量	是	是	是	是	是
样本量	64 508	27 940	64 508	50 703	63 971
R ²	0.468	0.524	0.468	0.496	0.605

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的统计水平上显著,括号中为异方差稳健标准误,下同。

另外,我们还进行了以下稳健性的检验^①:一是,考虑到本文所使用的底层数据为增值税发票数据,而企业的注册地倾向于选择省会城市或者提供税率优惠的城市,导致这些城市开出的发票可能高于真实交易水平,因此去掉了一线城市、新一线城市、直辖市及部分计划单列市(大连、青岛、宁波、厦门和深圳)的样本再进行检验;二是,考虑到地方政府竞争是一个潜在的重要混淆变量,因而在控制变量中加入了 3 个地方政府竞争的代理变量,分别为地区间的产业结构相似度、人均 GDP 之差、人均 FDI 之差(吴小康和于津平,2021;

① 感谢审稿人的建议,我们补充了去掉部分特定城市样本及加入地方政府竞争变量的稳健性检验。

张军等,2007;吴群和李永乐,2010)。^① 结果表明,原有结果依然稳健。^②

（二）本地偏好与贸易成本

传统的中国社会是一个熟人社会,具备共享信息的优越性,因此人们的合作往来依靠以人情网络为基础的信任关系,有助于降低内部的交易成本,但对网络外的个体产生了负外部性,增加了地区之间的贸易成本。本文采用 Novy(2013)的贸易成本公式,来测算中国地级市之间的贸易成本^③,并以贸易成本作为回归模型(3)中的被解释变量,将本地偏好指数作为主要的解释变量,得到的估计结果如表 6 所示。

表 6 本地偏好与贸易成本的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
本地偏好指数(买入地)	2.570*** (0.528)	8.081*** (0.536)	2.573*** (0.529)	4.691*** (0.438)	3.310*** (0.329)
本地偏好指数(卖出地)	3.416*** (0.496)	4.335*** (0.656)	3.425*** (0.496)	1.881*** (0.513)	3.538*** (0.429)
公路密度(买入地)		-0.359*** (0.083)			
公路密度(卖出地)		-1.113*** (0.082)			
高铁开通			-0.366*** (0.131)		
方言距离				0.437*** (0.068)	
买入地向卖出地迁徙指数					-0.836*** (0.029)
卖出地向买入地迁徙指数					-0.741*** (0.028)
控制变量	是	是	是	是	是
样本量	26 966	11 683	26 966	21 651	26 870
R ²	0.452	0.517	0.452	0.466	0.593

从表 6 的结果来看,买入地和卖出地本地偏好指数的系数均显著为正,本地偏好增加了地区间的贸易成本。买入地城市对本地产品的偏好及对外来产品的排斥,卖出地城市

① 地方政府会与产业结构相似、发展水平相当以及竞争强度接近的地区有更强的竞争关系。产业相似度指标的构建方法参考吴小康和于津平(2021),人均 GDP 之差定义为 $\ln(|\text{两地人均 GDP 的差}|)$,人均 FDI 之差为 $\ln(|\text{两地人均 FDI 的差}|)$ 。

② 限于篇幅,结果见附录Ⅲ表Ⅲ1、表Ⅲ2。

③ 地区 $i、j$ 间无方向的贸易成本 $\bar{\tau}_{ij} = (\pi_{ii}\pi_{jj}/\pi_{ij}\pi_{ji})^{1/2\theta} - 1$, 其中, θ 通常取 8, $\pi_{ii}、\pi_{jj}$ 表示 $i、j$ 城市内部的贸易量, $\pi_{ij}、\pi_{ji}$ 为 $i、j$ 两地间的贸易量。

对贸易对象的选择偏好,是造成地区间交易成本高昂的主要因素。在控制变量中加入了公路密度、高铁开通、方言距离、人口迁徙指数等变量后,该结果依然稳健。

(三) 本地偏好的贸易转移和挤出效应

两地间的贸易不仅受到当地本地偏好的影响,还与周围地区的本地偏好相关。若某城市周边城市存在较高的本地偏好,则难以和周边城市开展大规模的贸易,近而“舍近求远”与其他地区贸易,即转移效应。此外,若卖方城市难以将产品售往邻近地区,那么向距离更远、更不熟悉的市场出售则更为困难,长此以往贸易规模可能出现收缩的情况,即挤出效应。为捕捉此类效应,本文借鉴 Adao et al.(2019)和樊海潮等(2023),在回归模型中加入经距离加权的非当地本地偏好综合指数(d_local_pre),用以分析其他地区本地偏好对当地贸易的影响,估计模型如下:

$$\ln P_{ij} = \alpha + \beta' D_{ij} + \theta_1 local_pre_i + \theta_2 local_pre_j + \theta'_1 d_local_pre_i + \theta'_2 d_local_pre_j + \gamma_1 \ln GDP_i + \gamma_2 \ln GDP_j + \omega \ln Z_{ij} + u_{ij}, \quad (4)$$

其中, $d_local_pre_i$ 表示地区*i*的非当地本地偏好综合指数,计算公式为: $d_local_pre_i = \sum_{h \neq i, j} (dist_{ih}^{-\delta} / \sum_{k \neq i, j} dist_{ik}^{-\delta}) local_pre_h$ 。其中, $dist$ 表示两地之间的距离, δ 为距离衰减系数,根据 Adao et al.(2019),赋值为5。该指标表示买入地*i*除了地区*j*外,受其他卖出地本地偏好的影响,并以距离加权,距离越近权重越大。^①估计结果如表7所示,并以 $\delta=3$ 和 $\delta=7$ 作为稳健性检验。

表7中第(1)——(3)列是基于贸易总量的回归模型,第(2)、(3)列为变换了参数 δ 取值的结果。在第(1)列中,两地的本地偏好系数仍显著为负,而买入地非当地本地偏好综合指数的系数显著为正,卖出地非当地本地偏好综合指数的系数则显著为负,这代表了本地偏好导致买入地存在贸易转移效应,而卖出地出现了挤出效应。一方面,作为买方地区,若周边地区本地偏好程度较高,向其出售的产品有限,导致产品需求难以满足,则当地会其他地区购入产品,形成转移效应;另一方面,作为卖方地区,受到周边地区本地偏好的限制,贸易规模受限,若要向其他更远的地区销售产品,可能会面临更高的成本,最终导致产能下降,贸易规模收缩,对本地的经济发展也十分不利。变换参数 δ 的数值后,结果依然稳健。第(4)——(6)列是基于贸易成本的回归模型,其结果与第(1)——(3)列得到的结论一致。

表7 本地偏好对贸易的转移和挤出效应

	$\delta=5$	$\delta=3$	$\delta=7$	$\delta=5$	$\delta=3$	$\delta=7$
	贸易额	贸易额	贸易额	贸易成本	贸易成本	贸易成本
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
本地偏好指数(买入地)	-0.123** (0.056)	-0.135** (0.056)	-0.113** (0.056)	2.715*** (0.550)	2.675*** (0.546)	2.725*** (0.552)
本地偏好指数(卖出地)	-0.555*** (0.103)	-0.552*** (0.103)	-0.555*** (0.103)	3.319*** (0.499)	3.349*** (0.498)	3.320*** (0.498)

① 感谢审稿人的建议,以贸易成本作为被解释变量来检验转移与挤出效应。

（续表）

	$\delta=5$	$\delta=3$	$\delta=7$	$\delta=5$	$\delta=3$	$\delta=7$
	贸易额	贸易额	贸易额	贸易成本	贸易成本	贸易成本
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
非当地本地偏好综合指数	1.385***	1.614***	1.386***	-2.590***	-1.848***	-2.946***
（买入地）	(0.161)	(0.207)	(0.152)	(0.548)	(0.667)	(0.517)
非当地本地偏好综合指数	-0.652***	-1.296***	-0.395**	0.601**	0.782**	0.518*
（卖出地）	(0.165)	(0.215)	(0.155)	(0.303)	(0.393)	(0.285)
控制变量	是	是	是	是	是	是
样本	64 508	64 508	64 508	26 966	26 966	26 966
R^2	0.469	0.469	0.469	0.453	0.452	0.453

注：第（1）—（3）列以贸易额作为被解释变量，距离衰减指数分别取 5、3、7；第（4）—（6）列以贸易成本作为被解释变量，距离衰减指数分别取 5、3、7。

综上所述，由于中国从古至今的行政区域分布相对独立，各地的文化形态多有不同，且地域文明经过长时间的历史沉淀，形成了中国与地域环境相融合的多元文化，使地缘相近的群体有更深的联结和认同感，使得人们对交易对象的选择局限在本地市场。随着中国市场经济的不断发展和需求的快速增长，这种进入壁垒高、竞争条件不公的局部小市场模式将会带来更大的交易成本，产生了贸易中的转移效应和挤出效应，不利于全国统一大市场的建设。

五、结论与政策启示

在我国转型发展的过程中，正式制度与非正式制度相互交织碰撞，对市场经济体制建设和经济社会发展产生了重要影响。一方面，非正式制度基于文化、道德、信任，在一定程度上补充了正式制度的缺陷，在某些方面促进了社会经济活动，但另一方面，非正式制度也有一些副作用，本地偏好就是其一。本地偏好使得消费、投资、贸易等活动偏安一隅，难以发挥市场经济的规模效应和竞争效应，不利于全国统一大市场建设。

本文基于全国交通事故裁判文书的文本数据，在城市层面测算了各地的本地偏好程度，并进一步实证考察了本地偏好对于国内地区之间贸易流量的影响。结果发现：第一，交通事故判决中确实存在本地偏好，在控制各种因素的影响之后，外地原告的胜诉率要显著低于本地原告；第二，本地偏好具有相对稳定性，作为正式制度变革的司法体制改革对本地偏好的影响十分有限；第三，本地偏好对地区之间的贸易流产生了显著的负面影响，其增加了地区之间的贸易成本，不利于全国统一大市场的建设；第四，本地偏好会造成买入地产生转移效应，卖出地形成挤出效应，改变贸易流向，即周边地区的本地偏好导致了当地改变了国内贸易的交易对象，并减少了当地对国内其他地区的贸易流量。相较于现有研究，本文的主要贡献在于：第一，以交通事故案件作为识别本地偏好的载体，对于本地偏好这种存在于思想观念中的非正式制度给出了一种较具外生性的测算方法；第二，在正式制度逐渐完善的背景下，提出并论证了非正式制度（本地偏好）对国内地区之间贸易的

制约作用,为下一步全国统一大市场建设的改革探索了一个新的方向。

综上所述,考虑到我国历史与人文关系的长久演化,非正式制度在建设统一大市场中的作用不可忽视。本文的研究有如下的政策启示:首先,推进全国统一大市场建设,改革攻坚进入非正式制度领域势在必行,特别是要消除不合时宜的本地偏好,避免非正式制度挤压正式制度的发挥空间,释放正式制度改革的新动能;其次,本地偏好根植于思想文化观念中,具有一定的稳定性和长期性,要消除这种本地偏好的影响,需不断加强思想文化的宣传和教育,增进地区互信、文化认同和民族融合,打造中华民族的利益共同体;最后,在经济社会实践中不断发现、解决本地偏好问题,促进产品、要素、技术、文化在不同地区之间循环,真正做到无地域、民族、阶层歧视,畅通全国统一大市场。

参考文献

- [1] Adao, R., C. Arkolakis, and F. Esposito, “General Equilibrium Effects in Space: Theory and Measurement”, NBER Working Paper, 2019, No.25544.
- [2] Ahearne, A. G., W. L. Grier, and F. E. Warnock, “Information Costs and Home Bias: An Analysis of US Holdings of Foreign Equities”, *Journal of International Economics*, 2004, 62(2), 313-336.
- [3] Anderson, J. E., and E. Van Wincoop, “Gravity with Gravitas: A Solution to the Border Puzzle”, *American Economic Review*, 2003, 93(1), 170-192.
- [4] Baik, B., J. K. Kang, and J. M. Kim, “Local Institutional Investors, Information Asymmetries, and Equity Returns”, *Journal of Financial Economics*, 2010, 97(1), 81-106.
- [5] Baye, M. R., and J. D. Wright, “Is Antitrust Too Complicated for Generalist Judges? The Impact of Economic Complexity and Judicial Training on Appeals”, *The Journal of Law and Economics*, 2011, 54(1), 1-24.
- [6] 才国伟、陈思含、李兵, “全国大市场中贸易流量的省际行政边界效应——来自地级市增值税发票的证据”, 《经济研究》, 2023年第3期, 第59—77页。
- [7] 陈刚、孙艳倪, “司法中的‘乡愁’——法官是否偏爱老乡”, 《中国经济问题》, 2022年第6期, 第82—98页。
- [8] Combes, P. P., M. Lafourcade, and T. Mayer, “The Trade-creating Effects of Business and Social Networks: Evidence from France”, *Journal of International Economics*, 2005, 66(1), 1-29.
- [9] Coval, J. D., and T. J. Moskowitz, “Home Bias at Home: Local Equity Preference in Domestic Portfolios”, *The Journal of Finance*, 1999, 54(6), 2045-2073.
- [10] Edmond, G., and A. Roberts, “Procedural Fairness, the Criminal Trial and Forensic Science and Medicine”, *Sydney Law Review*, 2011, 33(3), 359-394.
- [11] 樊海潮、张志强、王欢欢, “全球性公共危机、贸易网络与中国经济”, 《世界经济》, 2023年第9期, 第29—51页。
- [12] Felbermayr, G. J., and F. Toubal, “Cultural Proximity and Trade”, *European Economic Review*, 2010, 54(2), 279-293.
- [13] French, K. R., and J. Poterba, “Investor Diversification and International Equity Markets”, NBER Working Paper, 1991, No.3609.
- [14] Huang, Y., H. Qiu, and Z. Wu, “Local Bias in Investor Attention: Evidence from China’s Internet Stock Message Boards”, *Journal of Empirical Finance*, 2016, 38, 338-354.
- [15] Jiao, Y., L. Shen, and Y. Liu, “Melting Pot or Salad Bowl: Cultural Effects on Industrial Similarity during Trade Liberalization”, *Journal of Comparative Economics*, 2022, 51(1), 235-258.
- [16] Korniotis, G. M., and A. Kumar, “Do Portfolio Distortions Reflect Superior Information or Psychological Biases?”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2013, 48(1), 1-45.

- [17] Lambert-Mogiliansky, A., K. Sonin, and E. Zhuravskaya, "Are Russian Commercial Courts Biased? Evidence from a Bankruptcy Law Transplant", *Journal of Comparative Economics*, 2007, 35(2), 254-277.
- [18] Levchenko, A. A., "Institutional Quality and International Trade", *The Review of Economic Studies*, 2007, 74(3), 791-819.
- [19] 李仲达、林建浩、邓虹, "跨越省际移民中的文化壁垒: 信息沟通与身份认同", 《经济学》(季刊), 2021 年第 5 期, 第 1691—1710 页。
- [20] 刘凤委、李琳、薛云奎, "信任、交易成本与商业信用模式", 《经济研究》, 2009 年第 8 期, 第 60—72 页。
- [21] Liu, E., Y. Lu, W. Peng, and S. Wang, "Judicial Independence, Local Protectionism, and Economic Integration: Evidence from China", NBER Working Paper, 2022, No.30432.
- [22] Liu, J. Z., and X. Li, "Legal Techniques for Rationalizing Biased Judicial Decisions: Evidence from Experiments with Real Judges", *Journal of Empirical Legal Studies*, 2019, 16(3), 630-670.
- [23] Liu, Z., "Does Reason Writing Reduce Decision Bias? Experimental Evidence from Judges in China", *The Journal of Legal Studies*, 2018, 47(1), 83-118.
- [24] 龙小宁、王俊, "中国司法地方保护主义: 基于知识产权案例的研究", 《中国经济问题》, 2014 年第 3 期, 第 3—18 页。
- [25] March, J. G., and J. P. Olsen, "Institutional Perspectives on Political Institutions", *Governance*, 1996, 9(3), 247-264.
- [26] McCallum, J., "National Borders Matter: Canada-US Regional Trade Patterns", *The American Economic Review*, 1995, 85(3), 615-623.
- [27] Novy, D., "Gravity Redux: Measuring International Trade Costs with Panel Data", *Economic Inquiry*, 2013, 51(1), 101-121.
- [28] North, D. C., *Institutions, Institutional Change and Economic Performance*. New York: Cambridge University Press, 1990.
- [29] North, D. C., "Institutions", *Journal of Economic Perspectives*, 1991, 5(1), 97-112.
- [30] Nugent, D. C., "Judicial Bias", *Cleveland State Law Review*, 1994, 42(1), 1-59.
- [31] Nunn, N., "Relationship-specificity, Incomplete Contracts, and the Pattern of Trade", *The Quarterly Journal of Economics*, 2007, 122(2), 569-600.
- [32] Seasholes, M. S., and N. Zhu, "Individual Investors and Local Bias", *The Journal of Finance*, 2010, 65(5), 1987-2010.
- [33] Shleifer, A., *The Failure of Judges and the Rise of Regulators*. MIT Press, 2012.
- [34] 吴群、李永乐, "财政分权、地方政府竞争与土地财政", 《财贸经济》, 2010 年第 7 期, 第 51—59 页。
- [35] 吴小康、于津平, "方言距离与城市间产业结构趋同", 《世界经济》, 2021 年第 2 期, 第 126—150 页。
- [36] Yang, X., and X. Lin, "Overcoming Informal Barriers to Trade: Immigrant Educational Attainment vs. Network Competence", *International Business Review*, 2022, 31(1), 101918.
- [37] 杨晓兰、沈翰彬、祝宇, "本地偏好、投资者情绪与股票收益率: 来自网络论坛的经验证据", 《金融研究》, 2016 年第 12 期, 第 143—158 页。
- [38] 张军、高远、傅勇、张弘, "中国为什么拥有了良好的基础设施?", 《经济研究》, 2007 年第 3 期, 第 4—19 页。
- [39] 周业安, "关于当前中国新制度经济学研究的反思", 《经济研究》, 2001 年第 7 期, 第 19—27 页。
- [40] 张维迎、柯荣住, "信任及其解释: 来自中国的跨省数据调查", 《经济研究》, 2002 年第 10 期, 第 59—70 页。

Local Bias and the Unified Domestic Market: Evidence from the Judgment Documents of Chinese Traffic Accidents

CAI Guowei

(Sun Yat-sen University)

CHEN Sihan

(South China Normal University)

LI Bing*

(Sun Yat-sen University)

Abstract: This study extracts information on traffic accident cases from China's judgment document from 2013 to 2021, and measures local bias based on the difference in win rate between non-local and local plaintiffs. We find that the win rate of the non-local is significantly lower than that of the local, and it has strong exogeneity and stability. By estimating the local bias of cities and combining the estimation with trade data, we find a significant negative impact of local bias on trade, increasing trade cost, resulting in trade diversion and crowding out effect. Our findings confirm the important influence of local bias on domestic trade.

Keywords: local bias; national market; traffic accident judgment documents

JEL Classification: F15, P23, Z13

* Corresponding Author: LI Bing, Lingnan College, Sun Yat-sen University, No. 135 Xingang West Road, Haizhu District, Guangzhou, Guangdong 510275, China; Tel: 86-18600919458; E-mail: libing57@mail.sysu.edu.cn.