

doi:10.3969/j.issn.1672-626x.2023.06.001

劳动力市场灵活性与企业出口行为： 来自中国户籍制度改革的证据

孙一平^{1,2}

(1. 湖北企业文化研究中心,武汉 430205;2. 湖北经济学院 工商管理学院,武汉 430205)

摘要:以中国的户籍制度改革政策作为准自然实验,基于1998-2007年工业企业数据库,采用双重差分法实证研究了劳动力市场灵活性对企业出口行为的影响。研究发现,劳动力市场灵活性提高会显著降低企业的出口倾向和出口强度,在经过一系列有效性检验以及稳健性检验后,这一结论依然成立。从影响渠道来看,劳动力市场灵活性通过企业的产品创新和就业波动来影响企业的出口行为。劳动力市场灵活性对企业出口行为的影响因企业所有制、地理区位以及企业的规模而异,其主要降低了私营企业、东部和中部地区的企业、中小企业的出口倾向和出口强度。

关键词:户籍制度;劳动力市场;双重差分;出口行为

中图分类号:F241.2

文献标志码:A

文章编号:1672-626X(2023)06-0005-15

一、引言

中国从计划经济向市场经济发展的过程中,劳动力市场改革一直扮演着重要的角色,其中劳动力转移是中国经济持续高速增长的关键因素之一^[1-2],其对中国经济增长的贡献达到了21%^[3]。出口增长是改革开放以来中国经济高增长的另一关键因素,基于出口导向型战略,中国以强大的劳动力比较优势参与国际分工,使出口经济实现了快速增长。相关研究表明,中国的劳动力市场与出口经济之间存在着紧密的联系:由于户籍制度对城乡人口流动的限制,中国的劳动力市场在改革开放初期还处于较为僵化的二元状态,农村地区存在着大量的廉价剩余劳动力,城乡和地区间劳动力市场的扭曲影响了要素配置效率和要素市场价格^[4-5],而要素市场扭曲所产生的低成本优势转化出口优势会激励企业成为出口商^[6-7]。Oh(2009)认为,过去中国经济在低工资劳动力充裕的背景下保持着出口拉动的高增长,主要依靠大量的外商直接投资以及二元劳动力市场提供的廉价劳动力^[8]。类似地,Chan(2010)认为户籍制度有利于维持中国超低的劳动力成本,从而使得一些城市的出口部门能够长期吸引大量的廉价劳动力^[9]。在此背景下,劳动力市场灵活性与出口问题逐渐进入学者们的研究视野。

与本文研究密切相关的一类文献是关于劳动力市场对贸易的影响研究。国家层面上,Tang(2012)发现

收稿日期:2023-03-12

基金项目:国家社会科学基金项目(23BJL067)

作者简介:孙一平(1982-),男,湖北黄冈人,湖北经济学院工商管理学院副教授,经济学博士,研究方向为劳动就业与收入管理、创新管理。

劳动法保护性更强的国家在企业特定技能密集型部门的出口相对较多,在集约和广泛边际上均是如此^[10]。行业层面上,Cunat和Melitz(2012)认为劳动力市场更灵活的国家其出口集中在波动性较高的行业^[11]。Sly(2013)研究发现工人流动比例相对较高的行业出口占总产量的比例较高,而工作流动率较高的行业出口较少^[12]。企业层面上,Gwatidzo和Moyo(2014)通过研究非洲企业样本发现,限制性劳动力市场法规不利于企业的出口倾向和出口强度^[13]。Bastos和Silva(2012)结合历史确定的移民存量与葡萄牙企业数据研究发现,某一特定目的地大量移民提高了企业的出口倾向与出口强度^[14]。Seker(2012)利用东欧和中亚地区26个国家的企业层面数据研究发现,由于严格的劳动法规而无法创造新的就业岗位的企业出口可能性较小^[15]。Hatzigeorgiou和Lodefalk(2016)利用瑞典企业数据研究发现,外国移民对企业出口有积极的影响,但其需要满足具备特定的技能与新近雇佣的条件^[16]。张明昂等(2022)利用2007年《劳动合同法》实施作为准自然实验,研究发现劳动力市场的雇佣约束会显著降低企业出口^[17]。

与本文研究相关的另一类文献是关于劳动力市场改革的研究。在收入水平方面,Xu(2014)研究发现户籍制度改革使中国实际人均收入增加了4.7%左右^[18];Pi和Zhang(2016)的研究认为,如果城市技能型部门比城市非技能型部门的资本密集程度更高,则户籍制度改革力度加大将缩小工资差距^[19]。在就业方面,Song和Li(2014)认为中国户籍制度改革释放了改革区域内城乡劳动者的就业分割,但强化了当地居民与外来者之间的分割^[20];Wang等(2021)利用中国工业企业数据库研究发现,户籍制度改革导致劳动力市场灵活性提高会增加企业的就业调整率^[21]。在创新方面,Wachsen和Blind(2016)认为劳动力市场高灵活性并不利于企业产品创新^[22];Chen等(2020)研究发现,劳动力市场中低技能工人的充足供给增加了使用现有低技能技术的收益,从而降低了企业创新意愿^[23];Gray等(2020)使用英国企业数据库研究发现,2004年欧盟向东欧国家扩张所产生低技能劳动力供应冲击增加了企业的工艺创新,却减少了产品创新^[24]。在生产率方面,Ottaviano等(2018)研究发现移民提高了服务-生产企业的整体生产率^[25]。上述文献研究表明,劳动力市场的变化在直接影响就业的同时,也会对企业就业调整、创新以及生产率等方面产生影响。

总体而言,已有研究对劳动力市场与贸易之间的问题研究主要从劳动力流动性角度出发,表明劳动力市场流动性变化对国家、行业以及企业的贸易都会产生一定影响。相较于已有文献,本文可能的创新点如下:第一,已有研究劳动力市场对企业影响的文献多关注于国外移民导致劳动力市场变化的影响,本文深入考察了中国劳动力市场灵活性变化对企业出口行为的影响,提供了劳动力市场对企业行为影响的微观层面证据,研究视角具有一定创新性;第二,基于中国工业企业数据库,本文以中国政府在2001年开始新一轮户籍制度改革政策作为准自然实验,采用双重差分法研究了劳动力市场灵活性变化对企业出口行为的影响,研究方法具有一定创新性;第三,在实证分析劳动力市场灵活性提高对企业出口行为的影响因果效应的同时,本文对创新效应和就业调整效应的两大机制进行讨论,并且对企业所有制、规模和所处地区进行异质性分析,研究结论具有一定创新性。

二、政策背景

中国劳动力市场长期受到户籍制度的影响,根据户籍制度划分的农村人口和城市人口,劳动力市场也被划分为农村和城市两个部门,户籍制度下农村向城市的人口流动受到了极大的限制,由此形成了一个较为僵化的二元劳动力市场。在户籍制度的影响下,城市地区的劳动力市场歧视和公共服务政策歧视降低了农村劳动力的流动^[26],进而导致大量劳动力分配不当^[27]。

自2001年起,中国政府在部分城市开启了新一轮的户籍制度改革,打破农业户口和非农业户口之间的界限,使公民获得统一的身份以及居住和迁移自由的权利,真正做到城乡居民在发展机会面前地位平等。

根据朱江丽和李子联(2016)的研究,户籍改革引致农村劳动力迁移成本下降^[28]。Wang等(2021)的研究显示,2001年之后改革城市的非农业人口比例明显高于非改革城市,并且随着时间的推移而增加^[21]。图1展示了改革城市和非改革城市之间非农业人口的估计差异,在2001年第一个城市实行户籍制度改革政策之前,这一差异并不显著,而此后改革城市的非农业人口明显多于非改革城市,因此该轮户籍制度改革政策的实施可以视为对城市劳动力市场一次积极的劳动力供应冲击,其驱使农村劳动力转移到城市地区,提高了劳动力市场的灵活性。由于户籍制度改革政策在不同城市以及不同时间实施,这为本文研究提供了准自然实验基础。

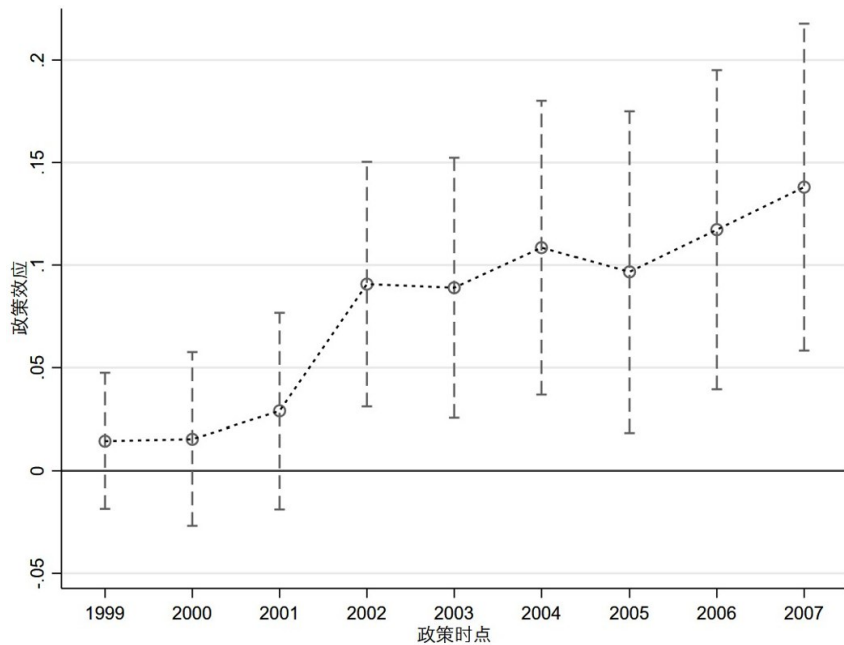


图1 改革城市与非改革城市之间的非农业人口差异

三、数据说明和计量模型的建立

(一)数据来源和变量说明

本文结合了微观企业数据和地级市层面的宏观数据,以更好地控制企业层面和城市层面影响企业出口行为的因素。其中,微观企业数据采用国家统计局的中国工业企业数据库,选取1998—2007年的企业作为主要研究对象^①,对数据库的处理参考Yu(2015)^[29]和Wang等(2021)^[21]的研究^②。同时,搜集了2001—2005年共65个实施了户籍制度改革的城市,为企业留出至少两年的反应时间,并根据四位数行业代码将改革城市与工业企业数据库进行匹配。

本文对企业出口行为的测量参考了Gan等(2016)^[30]以及Malikov等(2020)^[31]的研究,将企业出口行为划分为出口倾向和出口强度。首先,根据工业企业数据库中的出口交货值判断企业在该年是否出口,出口交货值大于0则表示企业在该年选择出口;其次,根据出口交货值判断企业是否为出口企业,参考Shi和Xu(2018)^[32]以及Feng等(2016)^[33]的研究,若企业在整个样本期至少有一年的出口交货值大于0,则该企业为出口企业。在出口企业样本中,本文主要关注出口强度的变化,出口强度是指企业出口额占总销售额的比重,出口强度越高说明企业通过出口途径获利依赖性越高。

由于实行户籍制度改革的城市并非随机选择,若选择改革城市的决定因素与企业出口行为变化具有一定的相关性,则会产生内生性问题。解决政策内生性问题的关键是对影响政策选择城市层面特征的识别,

政策制定者通常是根据一些城市特征选择改革城市,因此本文进一步加入一些时变的城市特征作为控制变量以解决内生性问题,参考Wang等(2021)^[21]的研究,本文选择城市特征变量如下:地区人均GDP、人均财政支出、农业人口份额、非国有企业就业份额以及工业就业份额。

(二) 计量模型

企业出口倾向是一个二元变量,参考Gan等(2016)^[30]的研究,本文采用线性概率模型估计户籍制度改革对企业出口倾向的影响,具体的计量模型构建如下:

$$DEXP_{ict} = \beta_1 + \beta_2 policy_{ct} + \beta_3 X_{ict} + \beta_4 Z_{ct} + \theta_i + \theta_t + \varepsilon_{ict} \quad (1)$$

$$IEXP_{ict} = \gamma_1 + \gamma_2 policy_{ct} + \gamma_3 X_{ict} + \gamma_4 Z_{ct} + \theta_i + \theta_t + \varepsilon_{ict} \quad (2)$$

其中*i*表示企业,*c*表示企业所在城市,*t*表示年份。计量模型(1)中的 $DEXP_{ict}$ 是虚拟变量,表示企业*i*在*c*城市*t*年的出口倾向,其判断方式为企业的出口交货值是否大于0;计量模型(2)中的 $IEXP_{ict}$ 表示出口企业*i*在*c*城市*t*年的出口强度,其测量方式为出口企业的出口交货值与总销售额的比值。 $policy_{ct}$ 是虚拟变量,如果城市*c*的户籍制度改革政策在*t*年生效,则取值为1,否则为0。 θ_i 和 θ_t 分别表示企业固定效应和年份固定效应。 X_{ict} 为企业层面控制变量,包括总资产、成本加成率、年龄; Z_{ct} 为前文所述的的城市层面控制变量。 ε_{ict} 表示误差项。 β_2 和 γ_2 为本文主要关注的户籍制度改革政策效应,即户籍制度改革后位于改革城市企业的出口行为相对于非改革城市企业的平均变化。变量的描述性统计如表1所示。

表1 描述性统计

变量 ^③	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
出口倾向	1,173,243	0.310	0.462	0.000	1.000
出口强度	520,275	0.429	0.426	0.000	1.000
总资产	1,173,243	9.846	1.436	1.099	18.856
成本加成率	1,173,231	1.042	0.885	0.000	627.000
年龄	1,172,418	2.131	0.852	0.000	7.604
地区人均GDP	1,144,078	9.885	0.762	7.544	11.932
农业人口份额	1,131,248	0.564	0.261	-1.774	0.926
非国有企业就业份额	1,145,692	0.107	0.175	0.000	1.305
工业就业份额(%)	1,145,416	46.201	10.942	7.400	84.600
人均财政支出	1,117,870	7.500	0.986	5.102	10.442
赫芬达尔指数	1,173,243	0.037	0.069	0.001	1.000

四、实证分析

(一) 基准回归结果

本文首先以完整的企业样本估计计量模型(1),回归结果如表2所示。第(1)列中为仅包括企业固定效应和年份固定效应的回归结果。在第(2)列中本文加入了企业层面控制变量,而根据Brandt等(2014)^[34]的研究,有一部分企业在样本期间经历了所有制和四位数行业代码的变化,因此本文在模型中加入了所有制固定效应和行业固定效应。第(3)列为进一步加入城市层面控制变量的回归结果,将城市层面的赫芬达尔指数作为控制变量加入回归,以控制同一城市内企业间竞争的影响^[21]。根据表2结果,政策变量系数均显著为负,说明户籍制度改革政策实施降低了企业出口倾向。其次,本文以出口企业样本估计计量模型(2),表3中的结果显示,政策变量系数均显著为负,表明户籍制度改革政策实施降低了出口企业的出口强度。

表2 出口倾向的基准回归结果

	(1)	(2)	(3)
	出口倾向	出口倾向	出口倾向
policy	-0.031*** (0.009)	-0.033*** (0.008)	-0.031*** (0.009)
总资产		0.040*** (0.002)	0.038*** (0.002)
成本加成率		0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
年龄		0.007*** (0.002)	0.007*** (0.003)
赫芬达尔指数			-0.023 (0.034)
企业固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
行业固定效应	否	是	是
所有制固定效应	否	是	是
城市控制变量	否	否	是
观测值	1,173,241	1,172,279	1,101,134
R ²	0.734	0.736	0.739

注: 括号内为聚类到城市层面的标准误。***分别表示估计系数通过10%、5%以及1%显著性水平检验。下表同。

表3 出口强度的基准回归结果

	(1)	(2)	(3)
	出口强度	出口强度	出口强度
policy	-0.032*** (0.008)	-0.032*** (0.007)	-0.029*** (0.007)
总资产		0.025*** (0.003)	0.024*** (0.003)
成本加成率		0.000 (0.001)	0.000 (0.001)
年龄		0.006*** (0.002)	0.006*** (0.002)
赫芬达尔指数			0.041 (0.044)
企业固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
行业固定效应	否	是	是
所有制固定效应	否	是	是
城市控制变量	否	否	是
观测值	520,274	520,068	495,256
R ²	0.721	0.722	0.728

(二) 有效性检验

1. 平行趋势检验

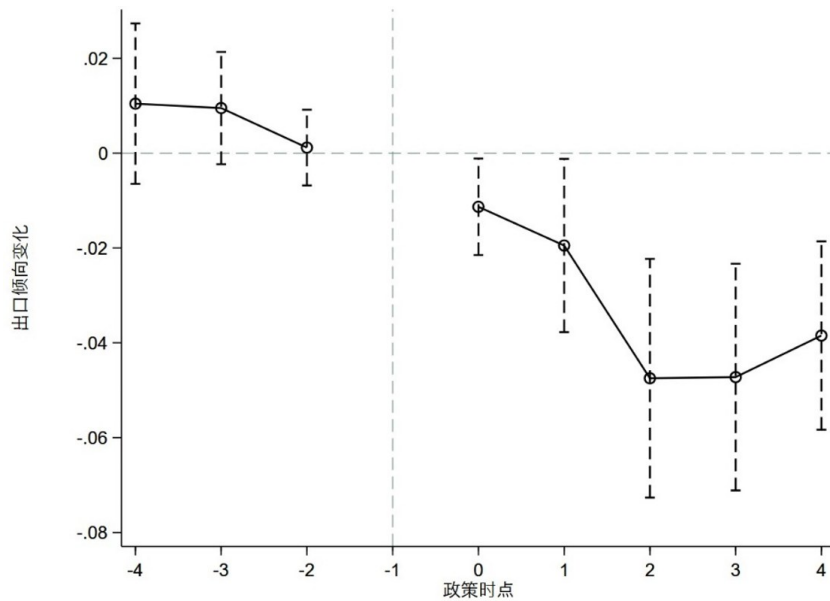
基于双重差分法研究的关键是在政策发生之前处理组和控制组需要具有相同趋势的变化。为了检验户籍制度改革政策之前的平行趋势, 参考 Beck 等(2010)^[35], 本文选取了政策发生前四年和后四年作为观察

区间,并以政策发生前一年作为基准年份,构造了以下时间趋势估计模型:

$$DEXP_{ict} = \alpha_1 + \sum_{m=2}^4 \beta_m^- D_{c,t-m} + \sum_{n=0}^4 \beta_n^+ D_{c,t+n} + \eta_1 X_{ict} + \rho_1 Z_{ct} + \theta_i + \theta_t + \varepsilon_{ict} \quad (3)$$

$$IEXP_{ict} = \alpha_2 + \sum_{m=2}^4 \beta_m^- D_{c,t-m} + \sum_{n=0}^4 \beta_n^+ D_{c,t+n} + \eta_2 X_{ict} + \rho_2 Z_{ct} + \theta_i + \theta_t + \varepsilon_{ict} \quad (4)$$

其中 $D_{c,t-m}$ 和 $D_{c,t+n}$ 为虚拟变量,分别表示在城市 c 户籍制度改革政策实施年份前的第 m 年和实施年份后的第 n 年,具体地, $D_{c,t+3}$ 表示户籍制度改革政策实施后的第三年, $D_{c,t+4}$ 表示户籍制度改革政策实施后的第四年以及第四年之后的年份。系数 β_m^- 衡量了户籍制度改革政策实施之前位于改革城市和非改革城市的企业出口行为差异,系数 β_n^+ 衡量了户籍制度改革政策对企业出口行为的滞后效应,平行趋势估计结果如图2和图3所示。户籍制度改革政策前的年份估计系数均不显著,满足共同趋势假设,且户籍制度改革政策对企业出口行为的影响在政策实施后几年均显著为负,与前文预期结果相同。



注:图中为各年份的估计系数和95%水平的置信区间,图3同。

图2 出口倾向的平行趋势检验

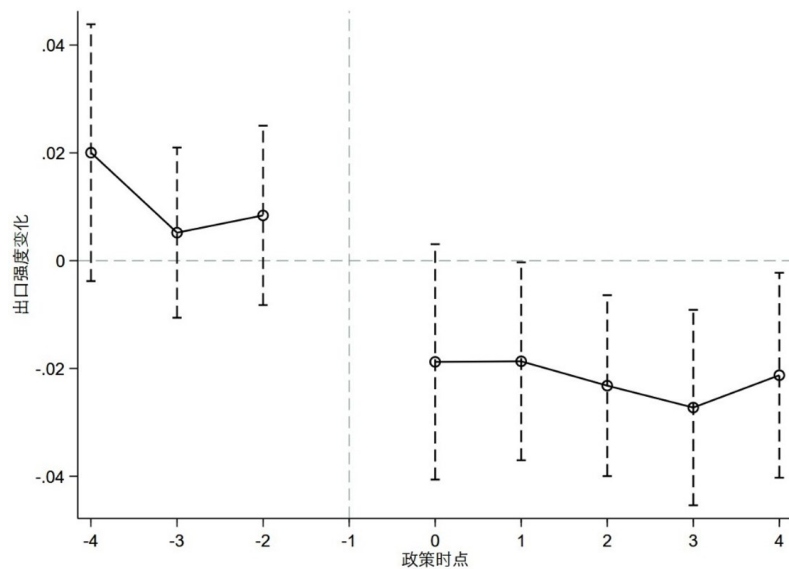


图3 出口强度的平行趋势检验

2. 安慰剂检验

本文进一步通过安慰剂检验来验证估计结果的无偏性。具体做法: 在 1998—2007 年之间生成一个与每个改革城市实际政策实施年份不同的随机改革年份, 并且根据该随机改革年份构造安慰剂政策变量, 将计量模型(1)和(2)中的政策变量替换为安慰剂政策变量并分别进行 500 次回归估计。模拟系数分布如图 4 和图 5 所示, 其分布均以 0 为中心, 而本文估计有效系数在 500 次模拟政策估计结果中均位于主要分布区间之外, 表明本文主要估计结果满足统计意义上的无偏性。

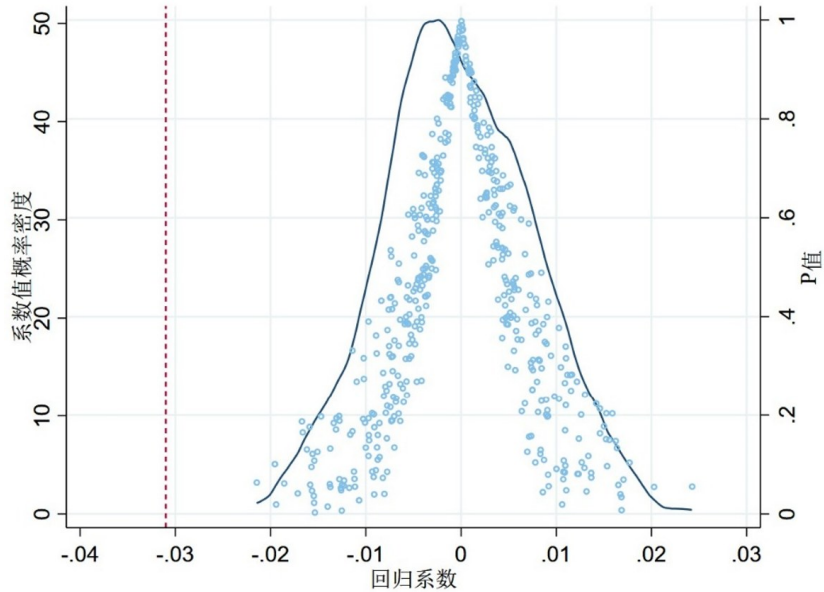


图4 出口倾向的安慰剂检验

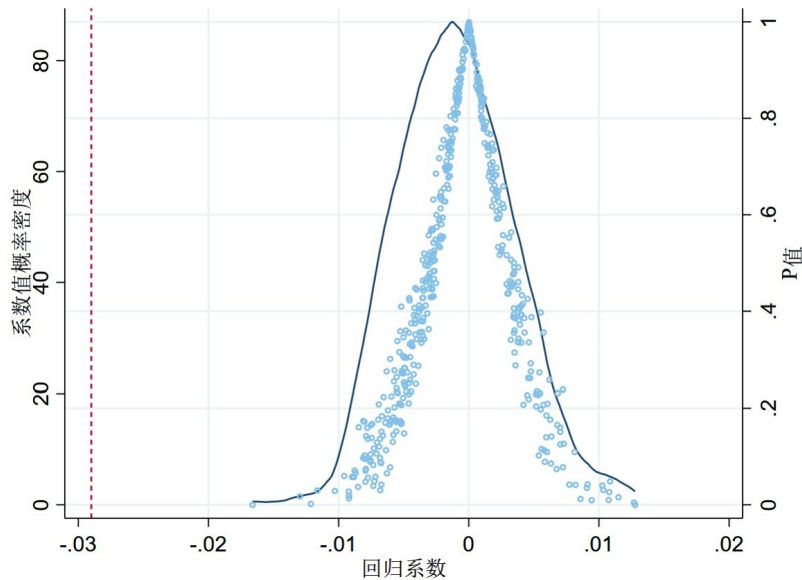


图5 出口强度的安慰剂检验

(三) 稳健性检验

本文对基准回归结果进行了一系列稳健性检验, 回归结果见表 4 和表 5。第一, 由于户籍制度改革政策并非涉及所有城市, 位于改革城市的企业与非改革城市的企业之间可能存在较大的差别, 因此本文排除了非改革城市的企业。第(1)列的结果显示, 政策变量的估计系数均显著为负。第二, 进一步使用了倾向得分

匹配(PSM)方法解决可能的样本选择问题,中国政府可能根据城市特征选择改革的实施地点,因此根据前文所述的城市特征将改革城市与非改革城市逐年匹配,以此建立处理组和控制组。第(2)列显示使用PSM频数加权样本的估计结果,政策变量的估计系数仍显著为负。第三,考虑到同一行业内企业之间可能存在相关性,对标准误进行了城市和行业层面的双重聚类,第(3)列结果显示政策变量的估计系数依然显著为负。第四,由于本文使用非平衡面板数据,部分企业进入或退出样本可能会导致估计结果有偏,因此进一步使用平衡面板数据进行估计,根据第(4)列的结果,政策变量的估计系数均显著为负。第五,考虑到样本期间发生的其他改革政策也可能会对企业出口行为产生影响,如2004年实施的最低工资改革政策,根据Gan等(2016)^[30]的研究,最低工资提高会降低企业的出口倾向和出口额。为了排除最低工资政策影响,加入了最低工资^④作为控制变量,根据第(5)列的结果,户籍制度改革仍对企业出口行为产生了消极影响。第六,考虑到中国在2001年加入世界贸易组织后贸易自由化程度的提高以及贸易政策不确定性下降都会影响到企业的出口行为,进一步加入进口中间产品的投入关税、最终产品的产出关税^⑤作为控制变量,并且参考Pierce和Schott(2016)的研究^[36],使用1999年的NTR gap^⑥与表示2001年之后虚拟变量的交互项来捕捉贸易政策不确定性降低的影响。第(6)列结果显示,在控制了贸易自由化和贸易政策不确定性下降影响后,户籍制度改革仍显著降低了企业的出口倾向和出口强度。

表4 出口倾向的稳健性检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	排除非改革城市	PSM-DID	城市和行业聚类	平衡面板	加入最低工资	其他政策冲击
policy	-0.018*** (0.006)	-0.027*** (0.009)	-0.031*** (0.009)	-0.048*** (0.014)	-0.030*** (0.009)	-0.031*** (0.009)
总资产	0.039*** (0.003)	0.038*** (0.004)	0.038*** (0.003)	0.051*** (0.004)	0.038*** (0.002)	0.037*** (0.002)
成本加成率	0.000 (0.001)	-0.002 (0.002)	0.000 (0.000)	-0.004 (0.002)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
年龄	0.011*** (0.001)	0.005** (0.002)	0.007*** (0.003)	0.004 (0.003)	0.007*** (0.003)	0.006** (0.003)
赫芬达尔指数	0.006 (0.029)	-0.049 (0.048)	-0.023 (0.033)	-0.097 (0.060)	-0.021 (0.035)	-0.019 (0.035)
最低工资					-0.024* (0.014)	-0.025* (0.014)
产出关税						-0.001*** (0.000)
投入关税						0.004*** (0.001)
ntrgap×post01						-0.000 (0.010)
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
企业控制变量	是	是	是	是	是	是
城市控制变量	是	是	是	是	是	是
观测值	746,923	320,825	1,101,134	177,442	1,094,195	1,039,707
R ²	0.762	0.814	0.739	0.748	0.739	0.740

表5 出口强度的稳健性检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	排除非改革城市	PSM-DID	城市和行业聚类	平衡面板	加入最低工资	其他政策冲击
policy	-0.029*** (0.007)	-0.033*** (0.009)	-0.029*** (0.007)	-0.030*** (0.009)	-0.029*** (0.007)	-0.029*** (0.007)
总资产	0.024*** (0.003)	0.025*** (0.004)	0.024*** (0.003)	0.020*** (0.004)	0.023*** (0.003)	0.023*** (0.003)
成本加成率	0.002 (0.002)	-0.004 (0.003)	0.000 (0.001)	-0.005** (0.002)	0.000 (0.001)	0.001 (0.001)
年龄	0.007*** (0.002)	0.004 (0.004)	0.006*** (0.002)	-0.002 (0.002)	0.006*** (0.002)	0.006*** (0.002)
赫芬达尔指数	0.125** (0.057)	-0.001 (0.049)	0.041 (0.040)	0.068 (0.064)	0.044 (0.045)	0.038 (0.045)
最低工资					-0.002 (0.012)	-0.003 (0.012)
产出关税						-0.001*** (0.000)
投入关税						0.006*** (0.001)
ntrgap×post01						0.012 (0.010)
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
企业控制变量	是	是	是	是	是	是
城市控制变量	是	是	是	是	是	是
观测值	356,722	163,095	495,256	109,996	493,856	467,646
R ²	0.712	0.810	0.728	0.786	0.728	0.729

第七,考虑到出口企业划分存在不同的标准,可能会导致使用出口企业样本估计结果的差异,本文参考Muuls(2015)^[37]和Gan等(2016)^[30]的做法,若企业在当年出口交货值大于0,则将该企业在当年设为出口企业。采用该划分标准的出口强度估计结果如表6所示,第(1)列回归结果显示,政策变量的估计系数仍显著为负。最后,考虑到中国海关进出口交易数据库中提供了更详细的关于中国企业贸易交易的信息,进一步使用了2000—2007年的海关数据库,根据Feenstra等(2014)^[38]的做法将该海关数据库匹配至中国工业企业数据库,并使用海关数据库中的企业出口额计算出口强度。根据表6的结果,在第(2)列中对出口企业的划分采用了基准回归中的标准,第(3)列则采用了新的划分标准,政策变量的估计系数均显著为负。

表6 采用不同测量方式的回归结果

	(1)	(2)	(3)
	新标准	海关库	海关库(新标准)
policy	-0.015** (0.007)	-0.030** (0.013)	-0.035** (0.017)
企业固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
控制变量	是	是	是
观测值	312,884	254,847	180,858
R ²	0.822	0.461	0.437

注:所有的回归包括企业、时间、行业、所有制固定效应,以及企业、行业和城市层面的控制变量。企业层面的控制变量分别为总资产、成本加成率、年龄,行业层面的控制变量包括投入关税、产出关税以及ntrgap与post01的交互项,城市层面的控制变量包括城市的特征、赫芬达尔指数和最低工资,下同。

五、进一步分析

(一) 机制分析

1. 创新效应

企业的创新行为包含工艺创新和产品创新,工艺创新主要是指企业在生产过程中的创新以降低生产成本,而产品创新意味着企业可以更好地满足消费者不同的需求偏好,促使企业进入国际市场。Wu等(2020)研究发现企业的创新活动促进了其出口倾向^[39],并且Cassiman等(2010)研究发现企业的产品创新行为会导致小型非出口企业进入出口市场^[40]。户籍制度改革政策的实施吸引了农村劳动力向城市地区移动,这一过程使得城市劳动力市场中低技能工人大量增加,这可能会对企业的产品创新行为产生消极影响^[41-42],进而影响企业出口行为。基于此,本文构建如下回归模型以探究企业产品创新行为的机制作用:

$$Innovation_{ict} = \alpha_0 + \alpha_1 policy_{ct} + \alpha_3 X_{ict} + \alpha_4 Z_{ct} + \theta_i + \theta_t + \varepsilon_{ict} \quad (5)$$

其中,对企业产品创新行为的测量参考了Gashi等(2014)^[43]的研究, $Innovation_{ict}$ 为虚拟变量,表示企业是否进行产品创新,若企业*i*在*t*年的新产品产值大于0,则 $Innovation_{ict}$ 等于1。根据表7第(1)列的结果,低技能劳动力的供给冲击减少了企业的产品创新,这与Wachsen和Blind(2016)^[22]以及Gray等(2020)^[24]的结论相似。该结果表明,随着户籍制度改革政策的实施,劳动力市场灵活性得以提升,实施政策的城市受到劳动力供给冲击,一定程度上抑制了位于改革城市的企业产品创新行为。而根据Rodil等(2016)的研究^[44],产品创新行为通常是促进企业出口倾向和出口强度的重要因素,因此户籍制度改革政策的实施通过抑制企业的产品创新行为对其出口倾向和出口强度产生了消极影响。

2. 就业调整效应

企业在出口市场上通常面临着诸多不确定因素,因此保持企业内部一定的稳定性会更有利于企业的出口。Dosi等(2017)研究认为,在更灵活和更具流动性的劳动力市场上,企业间更快地重新分配劳动力的同时,也可能使整个经济体系变得不稳定^[45]。Baldwin和Brown(2004)研究认为在就业波动越小的地区企业具有更高的出口强度^[46]。并且Kurz和Senses(2016)研究发现出口企业的就业波动性低于非贸易商,其贸易频率与就业波动性呈负相关关系^[47]。因此,本文进一步探究户籍制度改革是否通过就业调整影响企业出口行为,参考Autor等(2007)的研究^[48],企业层面就业调整率的测算公式为:

$$EA_{it} = \frac{|E_{it}| - |E_{it-1}|}{(|E_{it}| + |E_{it-1}|)/2} \quad (6)$$

其中 E_{it} 为企业*i*在*t*年的员工人数, E_{it-1} 为企业在*t*-1年的员工人数,根据Wang等(2021)^[21]的做法,将新成立的企业^⑦在样本第一年的就业调整率设为2,其余企业在样本第一年的就业调整率设为0,该变量同时反映了企业雇佣和解雇员工的就业调整,在一定程度上反映了企业的就业波动程度^[49]。本文使用该就业调整变量对政策变量进行回归以探究其机制作用。根据表7第(2)列的结果,政策变量估计系数显著为正,即户籍制度改革降低了劳动力流动障碍,位于改革城市的企业相应地会进行更多的就业调整^[21]。而通常情况下,就业调整率越高意味着较高的就业波动,其对于企业的出口行为通常具有消极的影响^[46-47]。因此,上述结果表明,户籍制度改革的实施促进了改革城市劳动力市场灵活性的提高,并进一步提升了企业的就业调整率,而企业内部就业波动程度的提高不利于企业的出口倾向和出口强度。通过上述结论,政府在进行户籍制度改革时应考虑到户籍制度改革对本地区企业带来的内部不稳定性从而影响企业的出口。同时,企业也应该考虑到户籍制度改革对自身的影响,提前做好应对措施。

表7 创新效应与就业调整的机制检验

	(1)	(2)
	创新	就业调整
policy	-0.043*** (0.013)	0.036*** (0.011)
企业固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
控制变量	是	是
观测值	892,637	992,941
R ²	0.506	0.142

(二) 异质性检验

1. 企业所有制

户籍制度改革政策对企业出口行为的影响可能会因所有制而异,根据表8中回归结果:户籍制度改革政策对私营企业出口行为影响显著为负,这可能是因为私营企业是农村劳动力的主要接收者^[21],其对于劳动力市场变动会有较大的反应;户籍制度改革政策对国有企业出口行为没有明显影响,这可能是因为农村移民劳动力进入国有企业工作有较大的障碍,因此户籍制度改革对国有企业的影响较小;户籍制度改革对外资企业的出口行为具有消极影响,而由于外资企业通常以出口业务为主^[39],因此其出口倾向对于劳动力市场改革的反应并不如私营企业明显。

表8 企业所有制异质性分析结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	出口倾向			出口强度		
	国有企业	外资企业	私营企业	国有企业	外资企业	私营企业
policy	-0.007 (0.009)	-0.015* (0.008)	-0.044*** (0.012)	-0.004 (0.008)	-0.020** (0.008)	-0.038*** (0.008)
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
控制变量	是	是	是	是	是	是
观测值	93,997	231,296	697,043	26,451	186,179	246,594
R ²	0.750	0.699	0.686	0.759	0.712	0.697

注:排除了样本期间所有制发生改变的企业。对企业所有制的划分为:(1)在工业企业数据库中登记注册类型为110、141、143和151的企业为国有企业;(2)登记注册类型为130、150和160的三类企业,其中国有资本占实收资本的比重高于50%的企业为国有企业;(3)将外商和港澳台资本占实收资本比重不低于25%的企业定义为外资企业,其余企业定义为私营企业。

2. 企业所处地区

考虑到在样本期间实施户籍制度改革政策的城市广泛覆盖了东部、中部和西部地区,位于不同地区的企业对于户籍制度改革政策的反应可能会不同,因此本文根据企业所处地区进行了异质性分析。表9结果显示,户籍制度改革政策对东部和中部地区企业出口倾向影响显著为负,对西部地区企业出口倾向的影响显著为正,这可能是由于西部地区经济较东部和中部地区稍欠发达,并在户籍制度改革前后中国发生了大规模由西向东的移民,因此位于西部地区的企业面临着劳动力短缺的困扰,此次劳动力供应冲击在一定程度上促进了其出口倾向。而对于出口强度而言,户籍制度改革政策主要影响了东部地区企业。

表9 地区异质性分析结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	出口倾向			出口强度		
	东部地区	中部地区	西部地区	东部地区	中部地区	西部地区
policy	-0.024*** (0.007)	-0.078*** (0.029)	0.024*** (0.004)	-0.030*** (0.007)	-0.036* (0.021)	0.014* (0.007)
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
控制变量	是	是	是	是	是	是
观测值	754,346	203,331	82,024	383,955	66,302	17,380
R ²	0.757	0.558	0.726	0.708	0.709	0.726

注:东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、广西、海南12个省份;中部地区包括山西、内蒙古、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南9个省份;西部地区包括四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、宁夏、青海、新疆9个省份。

3. 企业规模

考虑到户籍制度改革政策对不同规模企业可能会产生不同的影响,本文参考了Hau等(2020)^[50]的研究,根据企业员工人数划分企业规模,对企业的规模异质性分析,结果如表10所示。回归结果表明,户籍制度改革政策主要影响了中小型企业出口行为,对大型企业几乎没有影响,这可能是由于中小型企业的出口行为变化更容易受到改革的影响^[43]。

表10 企业规模异质性分析结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	出口倾向			出口强度		
	大型企业	中型企业	小型企业	大型企业	中型企业	小型企业
policy	0.0004 (0.008)	-0.028*** (0.009)	-0.035*** (0.009)	-0.006 (0.006)	-0.025*** (0.007)	-0.037*** (0.008)
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
控制变量	是	是	是	是	是	是
观测值	46,802	285,058	680,137	36,828	169,757	246,860
R ²	0.755	0.762	0.717	0.886	0.777	0.695

注:员工人数大于1000人的为大型企业,员工人数位于200~1000人的为中型企业,员工人数小于200人的为小型企业。

(三) 扩展分析

前文机制分析表明户籍制度改革会对企业产品创新行为产生消极的影响,因此本文分别计算了企业出口HS6和HS8层面的产品种类以进一步探究户籍制度改革政策的实施对企业出口产品种类的影响。表11第(1)列和第(2)列结果显示,户籍制度改革政策的实施减少了企业在HS6和HS8层面出口产品种类。此外,本文还探究了户籍制度改革政策对企业国内销售额的影响。根据Wang等(2021)^[21]的研究,随着劳动力市场灵活性的提高,企业会更积极地进行就业调整,进而实现更高的产出水平。而当户籍制度改革降低了企业对出口的依赖程度时,企业的产出可能会更多地流向国内市场。参考Vannoorenberghe(2012)的研究^[51],本文将企业国内销售额测算为总销售额与出口额之差,表11第(3)列的结果显示,户籍制度改革政策的实施增加了企业国内销售额。对此可能的一种解释是,户籍制度改革政策的实施会提高中国人均实际收入^[18],同时农村家庭的消费水平也会相应地上升^[52],收入增长的一部分会转化为更高的国内消费^[53],从而国内市场有所扩大,企业的国内销售额也会相应地增加。让农村户籍人口在中国日益增长的经济蛋糕中占有一定的份额,提高其消费能力,将有助于中国通过增加家庭消费建立更加可持续的国内消费主导型经济^[54]。

表 11 拓展分析结果

	(1)	(2)	(3)
	HS6 产品种类	HS8 产品种类	国内销售额
Policy	-0.330** (0.164)	-0.368** (0.173)	0.124*** (0.040)
企业固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
控制变量	是	是	是
观测值	184,027	184,027	1,076,282
R ²	0.750	0.749	0.760

六、结论与政策启示

劳动力市场与出口之间存在着紧密的联系,劳动力市场灵活性的提高会对企业出口行为产生消极影响。本文以户籍制度改革政策为准自然实验基础,基于中国工业企业数据库,通过构造双重差分模型探究劳动力市场灵活性对企业出口行为的影响。研究表明,户籍制度改革的实施会促进劳动力市场灵活性提高,进而会降低企业的出口倾向和出口企业的出口强度,在通过多种稳健性分析后结果依然显著。机制分析表明,一方面低技能工人流动降低了企业的产品创新,进而降低了企业出口倾向和出口强度;另一方面,由于企业进行了更多的就业调整,由此对企业出口行为产生了消极影响。进一步的异质性分析结果表明,户籍制度改革政策主要影响私营企业、中小型企业企业的出口行为,并主要降低了东部和中部地区企业的出口倾向和出口强度,而对西部地区的企业出口行为产生了积极影响。拓展分析结果显示,户籍制度改革政策实施一定程度上减少了企业在出口市场上的产品种类;随着劳动力市场灵活性的提高,企业更多的产出会流向国内市场,从而降低对出口市场的依赖程度。

本文研究的政策启示是:首先,户籍制度改革对企业出口行为的消极影响意味着,在全球经济不景气的背景下,适当放宽城乡劳动力流动的限制,适当为农村劳动力进城工作提供便利并制定引进政策,可以一定程度上降低对出口市场的依赖;其次,根据地区异质性分析的结果,户籍制度改革对西部地区企业的出口行为具有一定促进作用。考虑到中国地区发展不平衡以及西部地区劳动力短缺现状,政府可以适当采取一系列措施促进西部地区的农村劳动力向城市迁移,为西部地区的发展提供充足的劳动力供应以促进其经济增长;最后,在以国内大循环为主体的背景下,适当提升劳动力市场灵活性,引导企业将更多的产出流向国内市场,可以促进中国实现可持续性更强的国内消费主导型经济增长。

注 释:

- ① 由于2007年后的中国工业企业数据库存在较多质量问题,许多关键指标都有大量缺失,会对本文研究结果产生不利影响,因此本文参考Wang等(2021)^[21],使用中国工业企业数据库1998—2007年的数据进行研究。
- ② (1)剔除了固定资产总额大于资产总额、固定资产净值大于总资产和流动资产大于总资产的观测值;(2)将1998—2002年的四位数行业代码统一到了2002年的标准;(3)考虑到小规模企业可能存在误报的情况,本文剔除了员工人数小于8人的企业;(4)剔除了在样本期间改变了城市位置的企业,且只保留在改革前和改革后至少有两年观测值的企业。
- ③ 其中总资产、年龄、地区人均GDP、人均财政支出均作对数化处理。
- ④ 使用省级GDP平减指数将最低工资平减到1998年的水平,并作对数化处理。
- ⑤ 投入关税和产出关税均为四位数行业代码水平的税率。
- ⑥ NTR gap即非最惠国关税与最惠国关税之差,本文根据Pierce和Schott(2016)的做法将其平均到行业层面。
- ⑦ 根据企业开业年份判断企业是否为新成立企业,若企业在样本第一年时,成立时间不到2年则被认为是新成立企业。

参考文献:

- [1] 李扬,殷剑峰.劳动力转移过程中的高储蓄、高投资和中国经济增长[J].经济研究,2005(2):4-15+25.
- [2] 刘秀梅,田维明.我国农村劳动力转移对经济增长的贡献分析[J].管理世界,2005(1):91-95.
- [3] 蔡昉.市场经济如何推进户籍制度改革[J].人口与计划生育,2003(6):23-24.
- [4] 蔡昉,王德文,都阳.劳动力市场扭曲对区域差距的影响[J].中国社会科学,2001(2):4-14+204.
- [5] 廖显春,耿伟.要素价格市场扭曲推动了中国企业的出口增长吗[J].山西财经大学学报,2015(3):1-10.
- [6] 冼国明,程娅昊.多种要素扭曲是否推动了中国企业出口[J].经济理论与经济管理,2013(4):23-32.
- [7] 张杰,周晓艳,郑文平,芦哲.要素市场扭曲是否激发了中国企业出口[J].世界经济,2011(8):134-160.
- [8] OH, D..Dynamic Analysis on Domestic Demand Expansion and Labor Market Reform in China[J].East Asian Economic Review, 2009, 13:231-262.
- [9] CHAN, K.W.. A China Paradox: Migrant Labor Shortage amidst Rural Labor Supply Abundance[J].Eurasian Geography and Economics, 2010, 51:513-530.
- [10] TANG, H.W..Labor Market Institutions, Firm-specific Skills, and Trade Patterns[J].Journal of International Economics 2012, 87: 337-351.
- [11] CUNAT, A., MELITZ, M.J. Volatility, Labor Market Flexibility, and the Pattern of Comparative Advantage[J].Journal of the European Economic Association, 2012(10):225-254.
- [12] SLY, N.International Trade and the Composition of Labor Market Turnover[J].Economic Inquiry, 2013, 51:122-137.
- [13] GWATIDZO, T., MOYO, B.. Impact of Employment Protection Legislation on Employment and Exporting in Select African Countries[J].Development Southern Africa, 2014, 31:299-321.
- [14] BASTOS, P., SILVA, J.. Networks, Firms, and Trade[J].Journal of International Economics, 2012, 87:352-364.
- [15] SEKER, M.. Rigidities in Employment Protection and Exporting[J].World Development, 2012, 40:238-250.
- [16] HATZIGEORGIU, A., LODEFALK, M.. Migrants' Influence on Firm-level Exports[J].Journal of Industry Competition and Trade, 2016, 16:477-497.
- [17] 张明昂,施新政,邵小快.劳动力市场制度约束与企业出口:基于《劳动合同法》的证据[J].世界经济,2022(2):111-136.
- [18] XU, K.. Barriers to Labor Mobility and International Trade: The Case of China[J].China Economic Review, 2014, 29:107-125.
- [19] PI, J.C., ZHANG, P.Q.. Hukou System Reforms and Skilled-unskilled Wage Inequality in China[J].China Economic Review, 2016, 41:90-103.
- [20] SONG, J., Li, S.. Hukou's Impact on Labor Occupation Segmentation[J].China Agricultural Economic Review, 2014, 6(3): 506-522.
- [21] WANG, F.C., MILNER, C., SCHEFFEL, J.. Labour Market Reform and Firm-level Employment Adjustment: Evidence from the Hukou Reform in China[J].Journal of Development Economics, 2021, 149:1-20.
- [22] WACHSEN, E., BLIND, K..More Labour Market Flexibility for More Innovation? Evidence from Employer-employee Linked Micro Data[J].Research Policy, 2016, 45(5):941-950.
- [23] CHEN, D., GAO, H., LUO, J., MA, Y.. The Effects of Rural-urban Migration on Corporate Innovation: Evidence from A Natural Experiment in China[J].Financial Management, 2020, 49(2):521-545.
- [24] GRAY, R., MONTRESOR, G., WRIGHT, G.C..Processing Immigration Shocks: Firm Responses on the Innovation Margin[J].Journal of International Economics, 2020, 126:1-19.
- [25] OTTAVIANO, G.I.P., Peri, G., Wright, G.C..Immigration, Trade and Productivity in Services: Evidence from U.K. Firms[J].Journal of International Economics, 2018, 112:88-108.
- [26] SONG, Y..Cost-benefit Analysis of the Hukou Reform: Simulation Evidence from A Theoretical Labor Market Model[J].China Economic Quarterly International, 2021, 1(2):109-119.
- [27] MENG, X.. Labor Market Outcomes and Reforms in China[J].Journal of Economic Perspectives, 2012, 26(4):75-101.
- [28] 朱江丽,李子联.户籍改革、人口流动与地区差距——基于异质性人口跨期流动模型的分析[J].经济学(季刊),2016(2): 797-816.
- [29] YU, M.J.. Processing Trade, Tariff Reductions and Firm Productivity: Evidence from Chinese Firms[J].Economic Journal, 2015, 125(585):943-988.
- [30] GAN, L., HERNANDEZ, M.A., MA, S.. The Higher Costs of Doing Business in China: Minimum Wages and Firms' Export Behavior[J].Journal of International Economics, 2016, 100:81-94.

- [31] MALIKOV, E., ZHAO, S.N., KUMBHAKAR, S.C.. Estimation of Firm-level Productivity in the Presence of Exports: Evidence from China's Manufacturing[J]. *Journal of Applied Econometrics*, 2020, 35(4): 457-480.
- [32] SHI, X.Z., XU, Z.F.. Environmental Regulation and Firm Exports: Evidence from the Eleventh Five-Year Plan in China[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2018, 89: 187-200.
- [33] FENG, L., LI, Z.Y., SWENSON, D.L.. The Connection between Imported Intermediate Inputs and Exports: Evidence from Chinese Firms[J]. *Journal of International Economics*, 2016, 101: 86-101.
- [34] BEANDT, L., VAN BIESEBROECK, J., ZHANG, Y.F.. Challenges of Working with the Chinese NBS Firm-level Data[J]. *China Economic Review*, 2014, 30: 339-352.
- [35] BECK, T., LEVINE, R., LEVKOV, A.. Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States[J]. *The Journal of Finance*, 2010, 65(5): 1637-1667.
- [36] PIERCE, J.R., SCHOOT, P.K.. The Surprisingly Swift Decline of US Manufacturing Employment[J]. *American Economic Review*, 2016, 106(7): 1632-1662.
- [37] MUULS, M.. Exporters, Importers and Credit Constraints[J]. *Journal of International Economics*, 2015, 95(2): 333-343.
- [38] FEENSTRA, R.C., LI, Z., YU, M.. Exports and Credit Constraints under Incomplete Information: Theory and Evidence from China[J]. *Review of Economics and Statistics*, 2014, 96(4): 729-744.
- [39] WU, F., WU, H., ZHANG, X.. How Does Innovation Activity Affect Firm Export Behavior? Evidence from China[J]. *Emerging Markets Finance and Trade*, 2020, 56(8): 1730-1751.
- [40] CASSIMAN, B., GLOVKO, E., MARTINEZ-ROS, E.. Innovation, Exports and Productivity[J]. *International Journal of Industrial Organization*, 2010, 28(4): 372-376.
- [41] LEWIS, E.. Immigration, Skill Mix, and Capital Skill Complementarity[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2011, 126(2): 1029-1069.
- [42] PERI, G.. The Effect of Immigration on Productivity: Evidence from US States[J]. *Review of Economics and Statistics*, 2012, 94(1): 348-358.
- [43] GASHI, P., HASHI, I., PUGH, G.. Export Behaviour of SMEs in Transition Countries[J]. *Small Business Economics*, 2014, 42: 407-435.
- [44] RODIL, O., VENCE, X., SANCHEZ, M.D.. The Relationship between Innovation and Export Behaviour: The Case of Galician Firms[J]. *Technological Forecasting and Social Change*, 2016, 113: 248-265.
- [45] DOSI, G., PEREIRA, M.C., ROVENTINI, A., VIRGILLITO, M.E.. When More Flexibility Yields More Fragility: The Microfoundations of Keynesian Aggregate Unemployment[J]. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2017, 81: 162-186.
- [46] BALDWIN, J.R., BROWN, W.M.. Regional Manufacturing Employment Volatility in Canada: The Effects of Specialisation and Trade[J]. *Papers in Regional Science*, 2004, 83: 519-541.
- [47] KURZ, C., SENSES, M.Z.. Importing, Exporting, and Firm-level Employment Volatility[J]. *Journal of International Economics*, 2016, 98: 160-175.
- [48] AUTOR, D.H., KERR, W.R., KUGLER, A.D.. Does Employment Protection Reduce Productivity? Evidence from US States[J]. *The Economic Journal*, 2007, 117: 189-217.
- [49] KIM, M.. Trade and Employment Volatility of Firms during the Global Financial Crisis and Post-crisis[J]. *Empirical Economics*, 2021(7): 1-19.
- [50] HAU, H., HUANG, Y., WANG, G.W.. Firm Response to Competitive Shocks: Evidence from China's Minimum Wage Policy[J]. *Review of Economic Studies*, 2020, 87(6): 2639-2671.
- [51] VANNOORENBERGHE, G.. Firm-level Volatility and Exports[J]. *Journal of International Economics*, 2012, 86(1): 57-67.
- [52] CYNTHIA KINNAN, S.-Y.W., YONGXIANG Wang. Relaxing Migration Constraints for Rural Households[R]. National Bureau of Economic Research Working Paper Series, 2015.
- [53] ZHANG, X., YANG, J., WANG, S.. China has Reached the Lewis Turning Point[J]. *China Economic Review*, 2011, 22(4): 542-554.
- [54] KROEBER, A.. The End of Surplus Labor[J]. *China Economic Quarterly*, 2010(1): 35-46.