

东道国大选对吸引国际直接投资的影响

——基于政治经济周期视角

毛杰 夏小宝 田素华

摘要：基于政治经济周期理论，本文通过构建吸引国际直接投资的政治经济周期模型发现：东道国现任领导人会在临近大选换届时努力推动吸引国际直接投资流入，以促进劳动就业增加和经济增长，并最终达到胜选连任的目标，由此在临近大选换届时东道国的国际直接投资流入会显著增加。基于上述理论模型，本文实证检验发现：相较于非大选年，东道国在大选年的国际直接投资流入显著增加，其中以绿地投资形式进入的国际直接投资增长尤其显著。对东道国的政治体制进行分类后发现：相较于总统制东道国，议会制东道国的大选对国际直接投资流入的影响更为显著。本研究不仅提供了基于政治经济周期理论来研究国际资本流动的新视角，还为跨国企业特别是中国企业选择对外直接投资的最佳时机和最佳区位提供了基于政治经济周期理论的决策依据。

关键词：政治经济周期；大选；国际直接投资；新政治经济学；政治体制

[中图分类号] F831.6; F019.5 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670(2021)12-0134-17

一、引言与文献回顾

国际直接投资(Inward Foreign Direct Investment, IFDI)是东道国或东道地区(后文统称东道国)资本形成的重要方式,不仅促进了东道国经济增长,还增加了其劳动就业机会。有鉴于IFDI对东道国经济的诸多促进作用,各国政府将吸引IFDI作为推动本国经济发展的重要手段。尤其是在大选年,寻求连任的东道国执政党领导人会特地制定和实行税收优惠、金融优惠等政策来吸引IFDI流入,以期增加本国就业机会和刺激经济增长,最终实现胜选连任的目标。譬如,2014年是日本的国会大选年,当年10月时任首相安倍晋三赴意大利出席亚欧首脑峰会。峰会期间,安倍在第十四届亚欧工商论坛演讲时呼吁欧洲及其他国家的企业向日本投

[收稿日期] 2020-11-3

[基金项目] 国家社科基金重大项目“中国IFDI与OFDI互动发展的内在机制与经济学解释”(16ZDA043); 中国博士后科学基金“输入性外生冲击、金融摩擦与重大经济风险”(2019M661386); 上海市“超级博士后”激励计划(2019159); 上海高水平地方高校创新团队项目。

[作者信息] 毛杰(通讯作者):上海大学经济学院讲师、复旦大学金融研究中心助理研究员,邮箱:jiemao@shu.edu.cn; 夏小宝:复旦大学经济学院博士研究生; 田素华:复旦大学经济学院教授

资,为此日本政府已于2014年将法人税的实效税率降低了2.4%,并承诺日本政府将在2015年后的几年内进一步降低该实效税率^①。

东道国大选对IFDI的影响,引发了学界的广泛研究。既有文献大多基于不确定性的视角,考察东道国大选对吸引IFDI的影响(Julio and Yook, 2016^[1], Chen et al., 2019^[2])。然而不确定性视角仅仅是研究东道国大选对IFDI影响的一个方面。另一方面,东道国执政党领导人也可能出于胜选连任的政治目的来吸引IFDI。因而,有必要从政治经济周期的视角重新审视东道国大选对IFDI的影响。

既有的政治经济周期理论可分为下列三类。(1)机会主义的政治经济周期理论。Nordhaus (1975)^[3]和Nordhaus等(1989)^[4]指出,执政党领导人为谋求连任倾向于在大选前实施扩张性经济政策来营造一时的经济繁荣氛围,而选民则很可能被误导而把一时的经济繁荣归功于执政党领导人的英明决策,继而在大选时投票支持执政党的领导人。因而,执政党领导人在大选前刻意而为的政策操纵会影响到经济周期的轮转,经济周期由此受到选举周期的影响。(2)理性预期的政治经济周期理论。Sargent和Wallace(1976)^[5]、Kydland和Prescott(1977)^[6]指出,选民能够理性预期到大选年经济繁荣并非是缘于执政党领导人治国有方,而是由于执政党领导人为了胜选而在大选前实行了扩张性的经济政策,选民看清了执政党的竞选伎俩因而在大选时不一定会投票支持执政党的领导人。有鉴于此,执政党领导人并无动机在大选前徒劳地施行扩张性的经济政策来营造经济一时繁荣的氛围,因而经济周期不会受到选举周期影响。(3)党派偏好的政治经济周期理论。Hibbs(1977)^[7]、Alesina(1987)^[8]、Alesina和Sachs(1988)^[9]认为,执政党领导人所制定的经济政策并非是为了执政党自身的连选连任,而是为了贯彻执政党的党纲原则和体现执政党的意识形态倾向,所以左翼政党通常偏好于实施低失业率的经济政策,而右翼政党则通常偏好于实施低通胀率的经济政策。因而,在左翼政党的执政期,经济一般会处于失业率较低而通胀率较高的状态;而在右翼政党的执政期,经济一般会处于通胀率较低而失业率较高的状态。伴随着左翼政党和右翼政党的执政更迭,此两种经济状态会交替出现,经济周期因此而受到选举周期的影响。

现有关于政治经济周期的实证文献,大多局限于财政研究领域,譬如财政支出周期(Vergne, 2009^[10]; Aidt et al., 2011^[11]; Katsimi and Sarantides, 2012^[12]; Benito et al., 2013^[13]; Plaček et al., 2016^[14])、财政预算周期(Shi and Svensson, 2006^[15]; Klomp and De Haan, 2013^[16])、财政政策周期(Block, 2002^[17]; Gonzalez, 2002^[18]; Alt and Lassen, 2006^[19])。少数实证文献研究了货币政策周期(Block, 2002, Efthyvoulou, 2012^[20])、通货膨胀周期(Nag, 2019^[21])、国内投资周期(German-Soto and Garza, 2019^[22])。然而,鲜有文献从政治经济周期的视角考察和研究东道国大选对吸引IFDI的影响。

本文由此构建了吸引IFDI的政治经济周期模型,以全球国别面板数据为样本,

^①资料援引自日本首相官邸官网 https://www.kantei.go.jp/cn/96_abe/statement/201410/1016aebf_speech.html。

实证检验了东道国大选对吸引IFDI的影响。

与既有文献相比,本文有以下三个方面的边际贡献:(1)新政治经济学的已有理论文献多聚焦于大选对国家财政的影响,本文则在经济全球化和资本跨国流动加速的背景下揭示了东道国大选对吸引IFDI的影响,由此丰富了IFDI的研究文献,拓展了政治经济周期的研究范围;(2)新政治经济学的已有实证文献多聚焦于国内官员更迭的经济效应,本文则将新政治经济学的实证研究拓宽到了国别层面,即以全球国别样本实证检验东道国大选对吸引IFDI的影响,由此可加深对全球政治经济周期与IFDI流动的理解和认识;(3)本文还从宪法学的视角,构造了东道国的法定大选作为工具变量以解决东道国大选和吸引IFDI之间的内生性问题,籍以在考虑了内生性问题的前提下更为稳健地识别出东道国大选对吸引IFDI的影响。本文的理论研究和实证检验发现了世界各国吸引IFDI的政治经济周期效应,丰富了对政治经济周期理论的既有认识,不仅弥补了既有文献在这一研究领域中的空白,还为跨国企业特别是中国企业对外直接投资选择最佳时机和最佳区位提供了基于政治经济周期理论的决策依据。

二、吸引国际直接投资的政治经济周期模型分析

根据新政治经济学的政治经济周期理论,执政党领导人往往在大选前实施扩张性的经济政策,以期在大选年营造经济一时繁荣的氛围,来博得选民的好感、赢得选民的选票,进而赢得大选。同理,东道国的执政党领导人也会在大选年制定和执行有助于其连选连任的外资政策,因而东道国吸引IFDI流入也可能在一定程度上受到该国大选影响。有鉴于此,本文构建吸引IFDI的政治经济周期模型,籍以从理论上研究和揭示东道国大选对该国吸引IFDI的影响。

(一) 模型设定

参考Nordhaus(1975)的研究,选民最担心高失业率和 high 通胀率对他们生活的恶劣影响,所以选民最为关注的两项经济指标是失业率 u 和通胀率 p ,而且选民在大选时的投票意向在较大程度上取决于选民对 u 和 p 的反应,因而东道国执政党领导人的大选得票函数可被认为是东道国选民对 u 和 p 的反应,即

$$V_i = -hu_i^2 - p_i \quad (1)$$

式(1)中, V_i 度量了东道国执政党领导人在大选时赢得选票的能力, $h > 0$ 刻画了 u 和 p 对赢得选票能力的影响权重。 $V'_u = -2hu_i < 0$ 和 $V'_p = -1 < 0$ 分别表示 u 的上升和 p 的上升均会致使执政党领导人损失选票。为此,东道国的执政党领导人会制定和执行有助于其胜选的外资政策,以实现其胜选连任的政治目的^①。

一般而言,IFDI与东道国失业率之间存在先降后升的U型关系:当东道国资本存量较低时,国际直接投资流入会有劳动配置效应,为东道国提供新的就业机会,东道国的劳动需求会随之增加,从而东道国的失业率便会降低;而当IFDI流

^①即便执政党的领导人按宪法规定不能再次连选连任国家领导人,该领导人也会制定和执行有助于执政党继续执政的外资政策,以协助其所在政党的候选人赢得大选。

人达到一定水平后, IFDI 流入会有劳动替代效应, 对东道国的就业有所挤出, 东道国的劳动需求会有所降低, 从而东道国的失业率便会提高。为了得到显式解, 本文假设东道国的失业率 u 和东道国吸引的国际直接投资 $IFDI$ 的 U 型关系为

$$u_t = u_0 - 2\alpha IFDI_t + \alpha^2 IFDI_t^2 \quad (2)$$

式 (2) 中, u_0 表示自然失业率, $\alpha > 0$ 。附加预期的菲利普斯曲线揭示了失业率 u 和通胀率 p 之间的替代关系为

$$p_t = p_0 - ku_t + c\pi_t \quad (3)$$

式 (3) 中, $k > 0, 0 < c \leq 1, p_0$ 为自然失业率时的通胀率, π 为预期通胀率。预期通胀率 π 是自适应的, 其满足

$$\dot{\pi}_t = q(p_t - \pi_t) \quad (4)$$

式 (4) 中, $q > 0$ 。

假设东道国的上届大选于 $t=0$ 时举行, 下届大选于 $t=T$ 时举行。于是, 东道国的执政党领导人可在时期 $[0, T]$ 制定和施行有利于执政党胜选的经济政策 (包括外资政策) 来影响选民的投票意向以期赢得大选。根据式 (1), 执政党领导人的选举得票函数 V_t 在时期 $[0, T]$ 任何时刻的具体值取决于 u 和 p , 且 V_t 在不同时刻的具体值都会纳入执政党领导人的目标函数。假设东道国的选民仅有短时群体记忆, 即假设 V_t 在时期 $[0, T]$ 后半部分的具体值被给予更大的权重。

(二) 模型求解

根据模型设定, 执政党领导人的最优化问题为

$$\begin{aligned} & \max_{IFDI} \int_0^T e^{rt} (-hu_t^2 - p_t) dt \\ & s. t. u_t = u_0 - 2\alpha IFDI_t + \alpha^2 IFDI_t^2 \\ & p_t = p_0 - ku_t + c\pi_t \\ & \dot{\pi}_t = q(p_t - \pi_t) \\ & \pi(0) = \pi_0 \\ & \text{给定 } \pi_0 \text{ 和 } T \end{aligned} \quad (5)$$

式 (5) 中, $r > 0$ 表示东道国选民的记忆率。由此建立 Hamilton 函数

$$\begin{aligned} H_t = e^{rt} [& -h(u_0 - \alpha IFDI_t)^2 - p_0 + k(u_0 - \alpha IFDI_t)^2 - c\pi_t] \\ & + \mu_t q [p_0 - k(u_0 - \alpha IFDI_t)^2 + c\pi_t - \pi_t] \end{aligned} \quad (6)$$

根据最优控制原理 $\frac{\partial H_t}{\partial IFDI_t} \triangleq 0, \frac{\partial H_t}{\partial \pi_t} \triangleq -\dot{\mu}_t$ 与横截性条件 $\mu_T = 0$, 可解得动态最优路径为

$$\mu_t = -\frac{c}{B} e^{BT+q(1-c)t} + \frac{c}{B} e^{rt} \quad (7)$$

最优控制路径为

$$IFDI_t = \frac{1}{\alpha} - \frac{1}{\alpha} \sqrt{\frac{k[r - q + qce^{B(T-t)}]}{2hB}} - u_0 + 1 \quad (8)$$

式 (7) 和式 (8) 中, $B = r + q(1 - c)$ 。东道国吸引的 IFDI 在两次大选之间的动态路径为

$$\frac{\partial IFDI_t}{\partial t} = \frac{qkce^{B(T-t)}}{4\alpha h} \frac{1}{\sqrt{\frac{k[r - q + qce^{B(T-t)}]}{2hB} - u_0 + 1}} > 0 \quad (9)$$

东道国吸引的 IFDI 在两次大选之间的动态变化如图 1 所示^①。

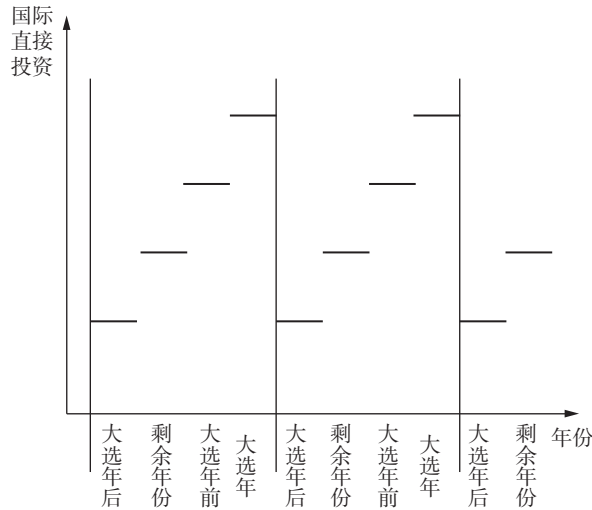


图 1 东道国吸引的 IFDI 在两次大选之间的动态变化

由式 (9) 和图 1 可知, 东道国大选对该国吸引 IFDI 有显著的影响, 在临近大选时东道国吸引的 IFDI 会有所增加。由此, 本文提出下述假说, 来实证检验东道国大选对吸引 IFDI 的影响。

假说: 受东道国大选的影响, 东道国在大选年吸引的 IFDI 显著多于非大选年吸引的 IFDI (如图 1 所示)。

三、实证模型与数据说明

(一) 模型设定和变量选取

本文设立下列模型来实证检验东道国的大选对该国吸引 IFDI 的影响。

$$\ln(IFDI_{it}) = \alpha_i + \beta Election_{it} + \xi X_{it} + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

式 (10) 中, $i=1, 2, \dots$ 表示不同的东道国, $t=1, 2, \dots$ 表示不同年份, X_{it} 表示控制变量, α_i 表示截面固定效应, η_t 表示时间固定效应, ε_{it} 表示随机误差项, β 和 ξ 表示回归系数, 回归系数 β 是本文的主要考察对象和研究重点。

因变量为各东道国吸引 IFDI 的流量 (对数值) $\ln(IFDI_{it})$ 。自变量具体为东道

^①图 1 中不失一般性地假设东道国两次大选之间的间隔时间为 4 年。

国大选年的虚拟变量 $Election_{it}$ 。若 i 国在 t 年举行大选, $Election_{it}$ 取值 1, 否则取值 0。本文对东道国大选年的定义因东道国政治体制的不同而有所区别: (1) 对于议会制东道国, 定义其议会选举年为该国大选年; (2) 对于总统制东道国, 定义其总统选举年为该国大选年; (3) 对于君主制的东道国, 定义该国无大选年。

为了进一步检验选举周期所产生的影响, 本文根据既有文献基于式 (10) 又引入了东道国大选年之前一年的虚拟变量 $Pre-Election_{it}$ 和之后一年的虚拟变量 $Post-Election_{it}$, 来实证检验东道国的整个选举周期对该国吸引 IFDI 的影响。

$$\ln(IFDI_{it}) = \alpha_i + \beta_1 Pre-Election_{it} + \beta_2 Election_{it} + \beta_3 Post-Election_{it} + \xi X_{it} + \eta_i + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

控制变量的选取系主要参考了毛日昇和郑建明 (2011)^[23]、田素华 (2012)^[24]、田素华和杨焯超 (2012)^[25]、桑百川等 (2013)^[26]、冼国明和徐清 (2013)^[27]、景光正等 (2017)^[28] 等研究。式 (10) 和式 (11) 中的控制变量具体为: 经济发展水平 $\ln(GDP)$ (GDP 的对数值); 通货膨胀程度 $Inflation$ (消费者物价指数); 经济产业结构 $Structure$ (第一产业增加值占 GDP 的比重); 外资投资存量 $L \cdot \ln(Stock)$ (上年吸引 IFDI 存量的对数值); 经济开放度 $Openness$ (进出口总额占 GDP 的比重); 城市化程度 $Urbanization$ (城市人口占总人口的比重); 要素丰裕度 $Metal$ (金属和矿产进出口占进出口总额的比重); 经济增长速度 $GDPgrowth$ (GDP 增长率); 政府能力 $Government$ (政府支出占 GDP 的比重); 要素资源禀赋 $\ln(Factor)$ (劳均资本形成的对数值); 金融发展水平 $Finance$ (信贷占 GDP 的比重)。

(二) 数据来源

本文样本为 2003—2015 年 106 个国家和地区^① (正文中统称国家)。文中使用的 IFDI 数据来源于联合国贸发会议 UNCTAD 数据库; 样本国家政治体制的数据系根据历年的《世界知识年鉴》^[29] 整理而得, 样本国家大选年的数据系根据 NDI 的全球选举日期数据库等数据库整理而得; 样本国家的其他经济数据来源于世界银行 WDI 数据库。实证模型的所有因变量都进行了缩尾处理, 以尽可能减少样本中的异常值对实证检验结果的干扰。^②

①本文实证研究的样本为全球吸引国际直接投资最多的 106 个国家和地区 (不包括中国以及中国台湾地区、中国香港地区和中国澳门地区)。106 个样本国家和地区为阿尔巴尼亚、阿尔及利亚、阿根廷、阿联酋、阿曼、阿塞拜疆、埃及、埃塞俄比亚、爱尔兰、爱沙尼亚、安哥拉、奥地利、澳大利亚、巴哈马、巴基斯坦、巴林、巴拿马、巴西、白俄罗斯、保加利亚、比利时、秘鲁、冰岛、波兰、赤道几内亚、丹麦、德国、多米尼加、俄罗斯、法国、菲律宾、芬兰、刚果 (布)、刚果 (金)、哥伦比亚、哥斯达黎加、格鲁吉亚、哈萨克斯坦、韩国、荷兰、黑山、洪都拉斯、加拿大、加纳、柬埔寨、捷克、卡塔尔、开曼群岛、科威特、克罗地亚、肯尼亚、拉脱维亚、黎巴嫩、立陶宛、利比亚、卢森堡、罗马尼亚、马耳他、马来西亚、美国、蒙古、孟加拉国、缅甸、摩洛哥、莫桑比克、墨西哥、南非、尼日利亚、挪威、葡萄牙、日本、瑞典、瑞士、塞尔维亚、塞浦路斯、沙特阿拉伯、斯洛伐克、苏丹、泰国、突尼斯、土耳其、土库曼斯坦、危地马拉、委内瑞拉、文莱、乌干达、乌克兰、乌拉圭、西班牙、希腊、新加坡、新喀里多尼亚、新西兰、匈牙利、叙利亚、伊朗、以色列、意大利、印度、印度尼西亚、英国、英属维尔京群岛、约旦、赞比亚、直布罗陀、智利。

②具体的描述性统计囿于篇幅而无法刊告, 但已留存备案。

图2展示了 $\ln(IFDI)$ 在东道国大选年前后的实际变化。在95%的置信区间内,相较于非大选年,东道国在大选年吸引的 $\ln(IFDI)$ 显著增加。两相比较的结果初步表明:受大选的影响,东道国在大选年吸引的 $\ln(IFDI)$ 显著多于非大选年。后文的实证检验和稳健性检验旨在进一步强化和验证此初步的结论。

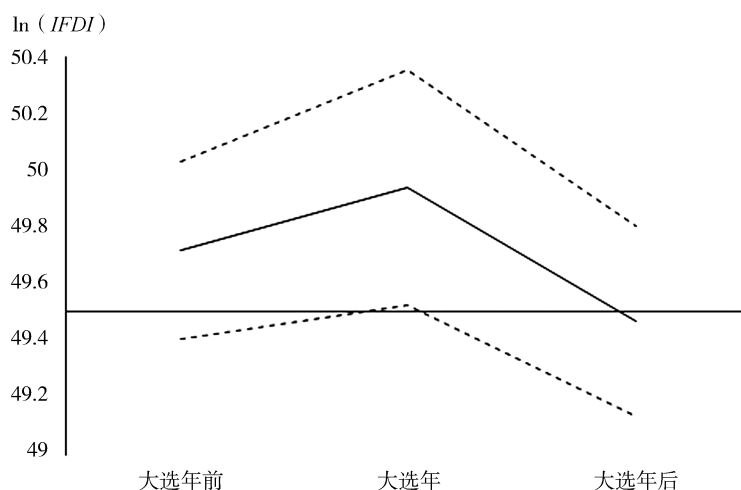


图2 IFDI在东道国大选年前后的实际变化

四、实证检验分析

(一) 基准回归分析

本文实证检验东道国大选 *Election* 对该国吸引 $\ln(IFDI)$ 的影响,然后再考察东道国大选的整个周期 *Pre-Election*、*Election*、*Post-Election* 对吸引 $\ln(IFDI)$ 的影响^①。实证检验的估计结果详见表1。

如表1第1列所示,在控制了其他因素的情况下,东道国大选 *Election* 的估计系数在5%的置信水平下显著为正。此结果表明:东道国在大选年吸引的IFDI显著多于该国在非大选年吸引的IFDI,由此支持了假说H1。表1第(1)列还提示:东道国吸引IFDI,除了受到 *Election* 的显著影响之外,还受到了经济发展水平 $\ln(GDP)$ 、东道国的要素资源禀赋 $\ln(Factor)$ 、东道国的政府能力 *Government*、金融发展水平 *Finance* 的显著影响。再如表1第(2)列所示,在控制了时间固定效应之后, *Election* 的估计系数方向并未发生变化,由此验证了实证假设H1。

如表1第(3)、(4)列所示,在控制了东道国大选年之前一年的虚拟变量 *Pre-Election* 和之后一年的虚拟变量 *Post-Election* 之后, *Election* 的估计系数在5%的置信水平下显著为正。此稳健性检验的结果验证了前文的结论,即东道国在大选年吸

^①在本文的106个样本国家和地区中,仅有2个国家的法定选举周期短于4年,占样本总数的1.89%,因而可忽略所谓的虚拟变量陷阱问题。

引的 *IFDI* 显著多于非大选年。再如表 1 第 (3)、(4) 列所示, 东道国大选年之前一年的虚拟变量虽然不显著但为正, 而东道国大选年之后一年的虚拟变量 *Post-Election* 虽然不显著但为负。这一结果提示东道国吸引 *IFDI* 确实受到了该国选举周期的影响: 东道国的执政党领导人为了胜选连任在大选前便筹谋吸引 *IFDI*, 因而在大选前东道国所吸引的 *IFDI* 便有所上升, 但上升幅度不大; 而当真正大选时, 东道国会的执政党领导人为了胜选连任会大力吸引 *IFDI*, 因而在大选年 *IFDI* 会显著增加; 而当大选结束后, 东道国的执政党领导人已经实现了胜选连任而不再迫切吸引 *IFDI*, 因而在大选后东道国所吸引的 *IFDI* 便有所下降。

表 1 实证检验结果

变量	$\ln(IFDI)$	$\ln(IFDI)$	$\ln(IFDI)$	$\ln(IFDI)$
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Pre-Election</i>			0.2192 (0.1594)	0.1966 (0.1660)
<i>Election</i>	0.3958 ** (0.1953)	0.3852 * (0.1944)	0.4425 ** (0.2138)	0.4278 ** (0.2145)
<i>Post-Election</i>			-0.0368 (0.1713)	-0.0350 (0.1674)
$\ln(GDP)$	-2.0930 * (1.0886)	-2.0595 * (1.0389)	-2.1086 * (1.0799)	-2.0598 ** (1.0329)
<i>Inflation</i>	0.0131 (0.0090)	0.0200 ** (0.0100)	0.0128 (0.0091)	0.0199 * (0.0102)
<i>Structure</i>	-0.0699 (0.0669)	-0.0422 (0.0660)	-0.0676 (0.0678)	-0.0399 (0.0668)
$L. \ln(Stock)$	0.0111 (0.2748)	0.0106 (0.2980)	0.0195 (0.2748)	0.0270 (0.2979)
<i>Openness</i>	-0.0029 (0.0059)	-0.0052 (0.0058)	-0.0031 (0.0059)	-0.0052 (0.0059)
<i>Urbanization</i>	0.0155 (0.0857)	0.0274 (0.0870)	0.0184 (0.0858)	0.0313 (0.0864)
<i>Metal</i>	0.0018 (0.0101)	-0.0134 (0.0081)	0.0022 (0.0101)	-0.0129 (0.0082)
<i>GDPgrowth</i>	0.0043 (0.0568)	0.0059 (0.0645)	0.0035 (0.0567)	0.0048 (0.0644)
<i>Government</i>	-0.2077 *** (0.0731)	-0.1545 ** (0.0720)	-0.2088 *** (0.0732)	-0.1560 ** (0.0724)
$\ln(Factor)$	1.6791 *** (0.4291)	1.4540 *** (0.4908)	1.7069 *** (0.4286)	1.4783 *** (0.4902)
<i>Finance</i>	0.0122 ** (0.0055)	0.0092 (0.0057)	0.0119 ** (0.0055)	0.0089 (0.0058)
常数项	49.1128 * (25.1724)	47.9265 * (24.4695)	49.0152 * (25.0856)	47.2961 * (24.3742)
国家固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	No	Yes	No	Yes
样本数	962	962	962	962
R^2	0.0553	0.0822	0.0571	0.0837
F	6.8710 ***	6.4597 ***	6.5365 ***	6.3586 ***

注: 括号内的数值为估计系数的聚类标准误, *, **, *** 分别表示估计系数在 10%、5%、1% 的置信水平下显

著。下表同。

(二) 内生性问题的稳健性检验

本文通过物色和选用合适的工具变量来进行内生性问题的稳健性检验,因为东道国大选和东道国吸引IFDI两者之间可能会存在两种不同类型的内生性问题:(1)可能会存在遗漏变量这类内生性问题,因为东道国吸引IFDI除了会受到东道国本国的诸多因素影响之外,还会受到母国的诸多因素影响和制约,但本文难以控制母国因素对东道国吸引IFDI的影响,从而会遗漏母国因素的变量而导致内生性问题;(2)可能存在互为因果这类内生性问题,因为东道国的执政党领导人根据该党的胜选概率和该国的宏观经济状况在法律允许的范围内可能会决定提前或推迟进行大选^①,譬如总统制国家的执政党领导人倾向于在法定大选时间选情不利于该党的情况下推迟大选,而议会制国家的执政党领导人则倾向于在选情有利于该党时解散议会提前进行大选(Julio and Yook, 2016),东道国大选由此可能受到执政党胜选概率和宏观经济状况的影响,东道国大选便可能在一定程度上与该国吸引IFDI互为因果从而导致内生性问题。

针对上述的内生性问题,本文选用东道国的法定大选 *Statutory-Election* 作为 *Election* 的工具变量,籍以再次检验东道国大选对该国吸引IFDI的影响。作为工具变量的 *Statutory-Election* 在本文定义为上届大选的年份加上国家领导人的法定任期年限后所得年份的虚拟变量。*Statutory-Election* 宜作本文工具变量的原因有二:(1) *Statutory-Election* 具有高度的外生性,与东道国吸引IFDI并不直接相关,因为上届大选的年份已经成为不可改写的既往历史,而且国家领导人的法定任期年限根据宪法也是不可随意改变的;(2) *Statutory-Election* 与 *Election* 具有高度的相关性,因为东道国如果没有提前或推迟进行大选, *Election* 便与 *Statutory-Election* 同年。鉴此, *Statutory-Election* 显然满足了工具变量的外生性要求和相关性要求,适合用作本文的工具变量。

根据《世界各国宪法》^[30](四卷本)和《世界各国宪法文本汇编》(三卷本)(朱福惠和邵自红,2013^[31];朱福惠和胡婧,2015^[32];朱福惠和王建学,2012^[33]),本文以手工方式系统整理了样本国家领导人的法定任期年限数据,并据此构建了工具变量 *Statutory-Election*,进而使用两阶段方法来重新考察东道国大选对吸引IFDI的影响。内生性问题的稳健性检验结果详见表2。

表2中,模型第一阶段的检验结果显示:在控制了其他因素的情况下, *Statutory-Election* 的四个估计系数均在1%的置信水平下显著为正,意味着 *Statutory-Election* 与 *Election* 显著正相关,表明 *Statutory-Election* 确为有效的工具变量。模型第二阶段的检验结果显示:在考虑了可能会存在内生性问题的前提下,第(1)、(2)列中的 *Election* 的估计系数均在5%的置信水平下显著为正,意味着东道国在大选年吸引的IFDI显著多于非大选年,由此再度支持了假设H1;第(3)、(4)

^①在2003—2015年期间,本文样本国家和地区共计举行了298次选举,其中提前进行的选举和推迟进行的选举共78次,占298次选举总数的26.17%。

列中在控制了 *Pre-Election* 和 *Post-Election* 之后, *Election* 的估计系数均在 5% 的置信水平下显著为正, 表明东道国吸引的 IFDI 的确受到了东道国选举周期的显著影响, 由此再度支持了假设 H1。

表 2 内生性问题的稳健性检验结果

变量	第一阶段			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Election</i>	<i>Election</i>	<i>Election</i>	<i>Election</i>
<i>Statutory-Election</i>	0.6697 ^{***} (0.0515)	0.6733 ^{***} (0.0508)	0.5633 ^{***} (0.0557)	0.5677 ^{***} (0.0545)
常数项	1.8132 (2.3350)	1.9383 (2.2848)	3.7464 (2.8728)	4.1901 (3.1420)
识别不足检验	387.77 ^{***}	385.57 ^{***}	319.36 ^{***}	319.29 ^{***}
弱工具识别检验	689.32 ^{***}	672.76 ^{***}	496.14 ^{***}	489.03 ^{***}
弱工具推断检验	4.34 ^{**}	4.11 ^{**}	3.86 ^{**}	3.60 [*]
其他控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
国家固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	No	Yes	No	Yes
变量	第二阶段			
	$\ln(IFDI)$	$\ln(IFDI)$	$\ln(IFDI)$	$\ln(IFDI)$
<i>Pre-Election</i>			0.2991 (0.1886)	0.2723 (0.1906)
<i>Election</i>	0.5418 ^{**} (0.2367)	0.5271 ^{**} (0.2312)	0.6402 ^{**} (0.2742)	0.6152 ^{**} (0.2691)
<i>Post-Election</i>			0.0446 (0.1604)	0.0421 (0.1639)
常数项	48.6724 [*] (25.2725)	47.4436 [*] (24.5626)	47.9453 [*] (25.2725)	46.1935 [*] (24.5040)
其他控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
国家固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	No	Yes	No	Yes
样本数	962	962	962	962
R ²	0.0546	0.0814	0.0560	0.0827
χ^2	574.4516 ^{***}	1175.2285 ^{***}	725.5838 ^{***}	1312.8307 ^{***}

注: 其他控制变量的具体回归系数及标准误囿于篇幅而无法刊告, 但已留存备案。下表同。

综上, 在考虑了可能会存在内生性问题的前提下, 本文以法定大选为工具变量, 再次考察了东道国大选对吸引 IFDI 的影响。此内生性问题的稳健性检验结果与前文的检验结论基本一致, 即东道国吸引 IFDI 会受到该国大选的影响——相较于非大选年, 东道国在大选年吸引的 IFDI 会显著增加, 由此验证了本文实证结论的稳健性。

(三) 其他稳健性检验

本文为了验证实证结果的稳健性还进行了如下四项稳健性检验^①：(1) 将实证模型的自变量东道国大选替换为在位领导人参加大选，进而进行了稳健性检验，旨在区别东道国领导人首次参选和再度参选的异质性影响；(2) 在实证模型的控制变量中引入民主问责指数、政局稳定指数、行政效率指数、监管质量指数、法律规范指数、腐败监管指数，进而进行了稳健性检验，旨在控制制度因素来考察东道国大选对该国吸引IFDI的影响；(3) 在实证模型的控制变量中引入东道国汇率指数，进行了稳健性检验，旨在控制汇率因素来考察东道国大选对该国吸引IFDI的影响；(4) 在实证模型的控制变量中引入投资占GDP比重，进行了稳健性检验，旨在控制国内投资因素来考察东道国大选对该国吸引IFDI的影响。上述四项稳健性检验的结果与前文结论基本吻合，仅在显著性水平上略有差异，由此得以从不同的视角多番验证了本文实证结论的稳健性。

五、异质性检验分析

(一) 区分绿地投资和跨国并购的异质性检验

一般而言，吸引绿地投资和吸引跨国并购对东道国失业率的影响是不同的，绿地投资更多地表现出“劳动配置效应”，吸引绿地投资会降低东道国的失业率；而跨国并购更多地表现出“劳动替代效应”，吸引跨国并购会增大东道国的失业率、进而降低东道国的通胀率。由此，东道国执政党领导人在大选前吸引国际直接投资是更倾向于吸引绿地投资还是更倾向于吸引跨国并购，便取决于执政党领导人更倾向于控制失业率还是控制通胀率。本文实证检验了东道国大选 *Election* 对该国吸引绿地投资 $\ln(\text{Greenfield})$ 和吸引跨国并购 $\ln(\text{M\&A})$ 的影响，以及东道国大选的整个周期 *Pre-Election*、*Election*、*Post-Election* 对吸引绿地投资 $\ln(\text{Greenfield})$ 和跨国并购 $\ln(\text{M\&A})$ 的影响。区分绿地投资和跨国并购的异质性检验结果详见表3。

如表3第(1)、(3)列所示，在控制了其他因素的情况下，*Election* 的估计系数均在1%的置信水平下显著为正，表明由于东道国大选的影响东道国在大选年吸引的绿地投资显著多于非大选年吸引的绿地投资。再如表3第(2)、(4)列所示，在控制了其他因素的情况下，*Election* 的估计系数为负但不显著，表明东道国在大选年虽然想尽量避免吸引跨国并购，但效果并不显著。估计系数 *Election* 的比较检验结果分别为9.57和9.64，两个检验结果均在1%的置信水平下显著，表明东道国大选对吸引绿地投资的影响显著异于对吸引跨国并购的影响。再如表3第(5)、(7)列所示，在控制了 *Pre-Election* 和 *Post-Election* 之后，*Election* 的估计系数均在1%的置信水平下显著为正，表明东道国吸引绿地投资的确受到了东道国选举周期的影响，即东道国在大选年吸引的绿地投资显著多于非大选年。而在表3第(6)、(8)列中，在控制了 *Pre-Election* 和 *Post-Election* 之后，*Election* 的估计系数均不显著，表明东道国选举周期对吸引跨国并购的影响并不显著。估计系数 *Election* 的比

^①稳健性检验的具体结果囿于篇幅而无法刊告，但已留存备案。

较检验结果分别为 9.53 和 9.46，两个检验结果均在 1% 的置信水平下显著，表明东道国的选举周期的确对吸引绿地投资和对吸引跨国并购产生了异质的影响。

表 3 区分绿地投资和跨国并购的异质性检验结果

变量	ln (Greenfield)	ln (M&A)	ln (Greenfield)	ln (M&A)	ln (Greenfield)	ln (M&A)	ln (Greenfield)	ln (M&A)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>Pre-Election</i>					0.5670 (0.4782)	-0.0029 (0.1388)	0.4635 (0.4663)	-0.0110 (0.1321)
<i>Election</i>	0.9476*** (0.3150)	-0.1459 (0.1392)	0.9342*** (0.3272)	-0.1465 (0.1360)	1.1267*** (0.3593)	-0.1588 (0.1608)	1.0747*** (0.3613)	-0.1688 (0.1536)
<i>Post-Election</i>					-0.0991 (0.4371)	-0.0247 (0.1413)	-0.1303 (0.4364)	-0.0478 (0.1379)
常数项	29.8269 (36.6356)	-47.4310** (21.0323)	33.4468 (42.7140)	-43.3018* (23.5670)	29.1848 (36.3116)	-47.1903** (20.9611)	31.5843 (42.5559)	-42.9089* (23.5155)
其他控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
国家固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	No	Yes	No	Yes	No	Yes	No	Yes
样本数	964	977	964	977	964	977	964	977
R ²	0.0377	0.0602	0.0660	0.1114	0.0415	0.0604	0.0690	0.1116
F	4.9079***	5.9295***	4.3897***	6.8948***	4.3367***	5.1323***	4.1435***	7.0720***
系数比较检验	9.57***		9.64***		9.53***		9.46***	

(二) 不同政治体制的异质性检验

不同政治体制的国家中，政府首脑受到议会不同程度的制约。在议会制国家，政府首脑由议会选举产生，而执政党又控制了议会中的多数席位，故而执政党的提案容易在议会中获得通过，政府首脑受到议会的制约较小；而在总统制国家，政府首脑和议会由选民分别投票选举产生，因而执政党可能未在议会中占有多数席位，故而执政党的提案可能会在议会中被否决，政府首脑受到议会的制约较大。由此，不同政治体制的东道国大选前，执政党领导人吸引 IFDI 的优惠政策在议会通过的概率是不同的，在议会制国家执政党领导人吸引 IFDI 的优惠政策更容易通过，而在总统制国家执政党领导人吸引 IFDI 的优惠政策有可能被否决。由此，本文分别考察议会制东道国大选和总统制东道国大选对吸引 IFDI 的异质性影响，不同政治体制的异质性检验结果详见表 4。

如表 4 第 (1)、(3) 列所示，在控制了其他因素的情况下，议会制东道国 *Election* 的估计系数在 5% 的置信水平下显著为正。此异质性检验的结果表明：相较于非大选年，议会制东道国在大选年吸引的 IFDI 显著增加。再如表 4 第 (2)、(4) 列所示，在控制了其他因素的情况下，总统制东道国 *Election* 的估计系数并不显著。此异质性检验的结果表明，总统制东道国吸引 IFDI 也会受到这些国家大选的影响，但是影响的效果均不显著。本文进而对议会制和总统制东道国 *Election* 的

两组估计系数分别进行了系数比较检验,其 *Wald* 检验结果为 4.59 和 3.74,都至少在 10% 的置信水平下显著,即表明不同政治体制的东道国大选对吸引 IFDI 的影响是不同的:在议会制东道国,大选对吸引 IFDI 会有显著的影响;而在总统制东道国,大选虽然对吸引 IFDI 也会有影响,但是影响的效果则不显著。再如表 4 第 (5) — (8) 列所示,在控制了 *Pre-Election* 和 *Post-Election* 之后,议会制东道国 *Election* 的两个估计系数都在 5% 的置信水平下显著为正,而总统制东道国 *Election* 的估计系数并不显著,表明议会制东道国大选对吸引 IFDI 会有显著的影响,而总统制东道国大选对吸引 IFDI 的影响并不显著,由此印证了上述异质性检验结果。

表 4 不同政治体制的异质性检验结果

变量	ln(IFDI)							
	议会制	总统制	议会制	总统制	议会制	总统制	议会制	总统制
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>Pre-Election</i>					0.3205 (0.1939)	0.0896 (0.2935)	0.2328 (0.2033)	0.0752 (0.2984)
<i>Election</i>	0.6341** (0.2909)	0.0373 (0.2048)	0.6246** (0.3094)	0.0820 (0.1942)	0.6778** (0.3052)	0.0971 (0.2435)	0.6244** (0.3093)	0.1325 (0.2470)
<i>Post-Election</i>					-0.1436 (0.2090)	0.1265 (0.2594)	-0.2005 (0.2042)	0.1186 (0.2290)
常数项	4.3687 (71.4025)	18.9562 (28.5694)	-15.9116 (56.5888)	45.1147 (48.0818)	4.1726 (71.2081)	18.1923 (28.1671)	-16.7887 (55.9030)	44.8838 (47.8078)
其他控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
国家固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	No	Yes	No	Yes	No	Yes	No	Yes
样本数	514	367	514	367	514	367	514	367
R ²	0.0484	0.0707	0.0867	0.1076	0.0541	0.0714	0.0913	0.1082
F	6.6258***	5.3920***	14.0258***	15.2363***	6.7377***	5.8209***	13.4197***	12.8780***
系数比较检验	4.59**		3.74*		3.27*		2.76*	

个中缘由符合新政治经济学的立法机构凝聚力假说 (Persson et al., 2000^[34], Persson and Tabellini, 2001^[35])。在议会制国家,政府首脑由议会选举产生,政府须向议会负责,由此立法机构的凝聚力较大。由于执政党控制了议会中的多数席位,执政党领导人在大选前的 IFDI 优惠政策很容易在议会获得通过,因而议会制东道国的大选对吸引 IFDI 的影响更为显著。而在总统制国家,总统和议会由选民分别投票选举产生,政府直接向选民负责、无需向议会负责,立法机构的凝聚力较小。执政党领导人在大选前的 IFDI 优惠政策可能会被议会否决,因而总统制东道国大选对吸引 IFDI 的影响相对而言并不那么显著。

(三) 不同经济增长速度的异质性检验

经济增长速度不同的国家中,国家领导人在大选时对吸引 IFDI 的重视程度是不同的。当本国经济增长较为缓慢时,国家领导人在大选时会更加重视吸引 IFDI 来提振本国经济、营造经济繁荣的氛围,并最终达到其连选连任的政治目的;而当

本国经济高速增长时，国家领导人在大选时已然有了连选连任的外部经济环境，对吸引 IFDI 便不会如此重视。由此，本文按中位数将总样本分为低经济增长样本和高经济增长样本，分别检验东道国大选对该国吸引 IFDI 的影响。不同经济增长速度的异质性检验结果详见表 5。

表 5 不同经济增长速度的异质性检验结果

变量	ln(IFDI)							
	低增长	高增长	低增长	高增长	低增长	高增长	低增长	高增长
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>Pre-Election</i>					0.5382 [*] (0.2847)	-0.1317 (0.1599)	0.4999 [*] (0.2986)	-0.0591 (0.1469)
<i>Election</i>	0.7812 ^{***} (0.2754)	0.0125 (0.2041)	0.7363 ^{***} (0.2690)	-0.0387 (0.1924)	0.9741 ^{***} (0.3401)	-0.0734 (0.2009)	0.9270 ^{***} (0.3409)	-0.0715 (0.1906)
<i>Post-Election</i>					0.1483 (0.2743)	-0.1640 (0.1955)	0.1554 (0.2993)	-0.0536 (0.1743)
常数项	53.5331 (58.0666)	78.6452 ^{**} (30.1050)	46.5368 (55.6699)	76.5957 [*] (44.7439)	50.8782 (57.1469)	79.5433 ^{**} (30.1457)	41.9492 (54.8816)	76.9671 [*] (44.8947)
其他控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
国家固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	No	Yes	No	Yes	No	Yes	No	Yes
样本数	536	426	536	426	536	426	536	426
R ²	0.0537	0.1092	0.0746	0.1645	0.0599	0.1104	0.0800	0.1647
F	4.1561 ^{***}	7.5946 ^{***}	5.9694 ^{***}	6.1459 ^{***}	3.5247 ^{***}	7.1066 ^{***}	4.8101 ^{***}	7.7609 ^{***}
系数比较检验	7.10 ^{***}		7.73 ^{***}		10.30 ^{***}		9.67 ^{***}	

如表 5 第 (1)、(3) 列所示，在控制了其他因素的情况下，低经济增长东道国 *Election* 的估计系数在 1% 的置信水平下显著为正。此异质性检验的结果表明，相较于非大选年，低经济增长东道国在大选年吸引的 IFDI 显著增加。再如表 5 第 (2)、(4) 列所示，在控制了其他因素的情况下，高经济增长东道国 *Election* 的估计系数并不显著。此异质性检验的结果表明，高经济增长东道国吸引 IFDI 虽然也会受到这些国家大选的影响，但是影响的效果均不显著。本文进而对低经济增长和高经济增长东道国 *Election* 的两组估计系数分别进行了系数比较检验，检验结果分别为 7.10 和 7.73，均在 1% 的置信水平下显著，即表明不同经济增长速度的东道国大选对吸引 IFDI 的影响是不同的。在低经济增长东道国，国家领导人更希望在大选时营造出经济繁荣的氛围以增加其胜选概率，因而低经济增长东道国大选对吸引 IFDI 会有显著的影响；而在高经济增长东道国，国家领导人在大选时已经有了有助于胜选的繁荣经济氛围，因而高经济增长东道国大选对吸引 IFDI 的影响是不显著的。再如表 5 第 (5) — (8) 列所示，在控制了 *Pre-Election* 和 *Post-Election* 之后，低经济增长东道国 *Election* 的两个估计系数都在 1% 的置信水平下显著为正，而高经济增长东道国 *Election* 的估计系数并不显著，表明在考虑了选举周期因素后不同经济增长速度的东道国大选对吸引 IFDI 的影响确实不同，由此印证了上述异质性检验结果。

六、结论与建议

本文在理论建模和实证检验两个层面系统地考察和研究了东道国大选对吸引IFDI的影响,理论研究与实证检验互为印证从而得出结论:相较于非大选年,东道国在大选年吸引的IFDI显著增加,即东道国大选对吸引IFDI会有显著的正向影响。

以新政治经济学的政治经济周期理论为支撑,构建了吸引IFDI的政治经济周期模型,籍以从理论上揭示东道国大选对吸引IFDI的影响。理论模型的结果表明:东道国现任领导人会在临近大选换届时努力推动吸引IFDI流入,以促进劳动就业增加和经济增长,并最终达到胜选连任的目标,由此在临近大选换届时东道国的IFDI流入会显著增加。

以全球国别数据为样本实证检验了东道国大选对吸引IFDI的影响。实证结果表明:在控制了其他因素的情况下,相较于非大选年,东道国在大选年吸引的IFDI显著增加,其中的绿地投资增长显著。对东道国的政治体制进行了分类后,发现相较于总统制国家,议会制国家大选对吸引IFDI会有更显著的影响。以法定大选作为工具变量,在考虑了内生性问题的前提下验证了实证结论的稳健性。

本研究结论丰富了吸引IFDI的政治经济周期效应的既有认识,拓展了政治经济周期的研究广度和研究深度,弥补了既有文献在这一研究领域中的空白。基于前述研究,提出以下建议:(1)在对外直接投资的时机选择方面,中国企业应当充分了解和巧妙利用东道国选举周期的轮转效应,把握东道国选举周期轮转中的有利时机,并尽可能多地从东道国吸引外资的优惠政策中获益,以提高中国对外直接投资的成功率;(2)在对外直接投资的区位选择方面,中国企业应当充分认识东道国的立法机构凝聚力效应,尽可能多地选择在立法机构凝聚力较大的议会制国家进行投资,以提升中国对外直接投资的可靠性;(3)在对外直接投资形式选择方面,中国企业应当多考虑绿地投资方式,以契合东道国政府对外资流入形式上的偏好,从而提高中国对外直接投资的有效性。由此实现中国对外直接投资的时机控制和布局优化,推动中国对外直接投资和吸引外资的良性互动和循环发展,最终把中国建成高水平和高层次的开放型强国。

[参考文献]

- [1] JULIO B, YOOK Y. Policy Uncertainty, Irreversibility, and Cross-border Flows of Capital [J]. *Journal of International Economics*, 2016, 103: 13-26.
- [2] CHEN K, NIE H, GE Z. Policy Uncertainty and FDI: Evidence from National Elections [J]. *The Journal of International Trade & Economic Development*, 2019, 28 (4): 419-428.
- [3] NORDHAUS W D. The Political Business Cycle [J]. *The Review of Economic Studies*, 1975, 42 (2): 169-190.
- [4] NORDHAUS W D, ALESINA A, SCHULTZE C L. Alternative Approaches to the Political Business Cycle [J]. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1989, 1989 (2): 1-68.

- [5] SARGENT T J, WALLACE N. Rational Expectations and the Theory of Economic Policy [J]. *Journal of Monetary Economics*, 1976, 2 (2): 169-183.
- [6] KYDLAND F E, PRESCOTT E C. Rules rather than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans [J]. *Journal of Political Economy*, 1977, 85 (3): 473-491.
- [7] HIBBS D A. Political Parties and Macroeconomic Policy [J]. *American Political Science Review*, 1977, 71 (4): 1467-1487.
- [8] ALESINA A. Macroeconomic Policy in A Two-party System as A Repeated Game [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1987, 102 (3): 651-678.
- [9] ALESINA A, SACHS J. Political Parties and the Business Cycle in the United States, 1948-1984 [J]. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 1988, 20 (1): 63-82.
- [10] VERGNE C. Democracy, Elections and Allocation of Public Expenditures in Developing Countries [J]. *European Journal of Political Economy*, 2009, 25 (1): 63-77.
- [11] AIDT T S, VEIGA F J, VEIGA L G. Election Results and Opportunistic Policies: A New Test of the Rational Political Business Cycle Model [J]. *Public Choice*, 2011, 148 (1): 21-44.
- [12] KATSIMI M, SARANTIDES V. Do Elections Affect the Composition of Fiscal Policy in Developed, Established Democracies? [J]. *Public Choice*, 2012, 151 (1): 325-362.
- [13] BENITO B, BASTIDA F, VICENTE C. Municipal Elections and Cultural Expenditure [J]. *Journal of Cultural Economics*, 2013, 37 (1): 3-32.
- [14] PLAČEK M, PŮČEK M, OCHRANA F, et al. Political Business Cycle in the Czech Republic: Case of Municipalities [J]. *Prague Economic Papers*, 2016, 2016 (3): 304-320.
- [15] SHI M, SVENSSON J. Political Budget Cycles: Do They Differ across Countries and Why? [J]. *Journal of Public Economics*, 2006, 90 (8-9): 1367-1389.
- [16] KLOMP J, DE HAAN J. Popular Protest and Political Budget Cycles: A Panel Data Analysis [J]. *Economics Letters*, 2013, 120 (3): 516-520.
- [17] BLOCK S A. Political Business Cycles, Democratization, and Economic Reform: The Case of Africa [J]. *Journal of Development Economics*, 2002, 67 (1): 205-228.
- [18] GONZALEZ M A. Do Changes in Democracy Affect the Political Budget Cycle? Evidence from Mexico [J]. *Review of Development Economics*, 2002, 6 (2): 204-224.
- [19] ALT J E, LASSEN D D. Transparency, Political Polarization and Political Budget Cycles in OECD Countries [J]. *American Journal of Political Science*, 2006, 50 (3): 530-550.
- [20] Efthymou G. Political Budget Cycles in the European Union and the Impact of Political Pressures [J]. *Public Choice*, 2012, 153 (3): 295-327.
- [21] NAG A K. Does Political Business Cycle Exist in India? [J]. *Prajnan: Journal of Social and Management Sciences*, 2019, 48 (1): 9-29.
- [22] GERMAN-SOTO V, GARZA C G. Political Business Cycle and Capital Formation in Mexico, 1993. 1-2016. 4. [J]. *Journal of Social Science and Economic Research*, 2019, 4 (4): 2687-2707.
- [23] 毛日昇, 郑建明. 人民币实际汇率不确定性与外商直接投资择机进入 [J]. *金融研究*, 2011 (05): 42-57.
- [24] 田素华. FDI 占中国固定资产投资比重变动的倒 U 形特征与决定因素实证分析 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2012, 29 (02): 37-50+67.
- [25] 田素华, 杨烨超. FDI 进入中国区位变动的决定因素: 基于 D-G 模型的经验研究 [J]. *世界经济*, 2012, 35 (11): 59-87.
- [26] 桑百川, 郑伟, 杨立卓. 新兴经济体引进外商直接投资潜力比较 [J]. *财贸经济*, 2013 (11): 93-99+137.
- [27] 洗国明, 徐清. 劳动力市场扭曲是促进还是抑制了 FDI 的流入 [J]. *世界经济*, 2013, 36 (09): 25-48.

- [28] 景光正, 李平, 许家云. 金融结构、双向 FDI 与技术进步 [J]. 金融研究, 2017 (07): 62-77.
- [29] 《世界知识年鉴》编辑委员会. 世界知识年鉴 [M]. 世界知识出版社, 2003-2015.
- [30] 《世界各国宪法》编委会. 世界各国宪法 [M]. 中国检察出版社, 2012.
- [31] 朱福惠, 邵自红. 世界各国宪法文本汇编: 欧洲卷 [M]. 厦门大学出版社, 2013.
- [32] 朱福惠, 胡婧. 世界各国宪法文本汇编: 美洲、大洋洲卷 [M]. 厦门大学出版社, 2015.
- [33] 朱福惠, 王建学. 世界各国宪法文本汇编, 亚洲卷 [M]. 厦门大学出版社, 2012.
- [34] PERSSON T, ROLAND G, TABELLINI G. Comparative Politics and Public Finance [J]. Journal of Political Economy, 2000, 108 (6): 1121-1161.
- [35] PERSSON T, TABELLINI G. Political Institutions and Policy Outcomes: What Are the Stylized Facts? [R]. CEPR Discussion Paper, 2001, No. 2872.

(责任编辑 麦丽斯)

Host Country's General Election Impact on Its Inward Foreign Direct Investment — Based on the Perspective of Political Business Cycle

MAO Jie XIA Xiaobao TIAN Suhua

Abstract: Based on political business cycle (PBC) theory, this paper constructed a PBC model with inward foreign direct investment (IFDI). It finds that, the incumbent of the host country will endeavor to push forward with attraction of IFDI near the general election, so as to promote domestic employment and economic growth for re-election target. Hence, the inflow of IFDI will significantly increase when the general election of host country approaches. According to the theoretical model mentioned above, this paper empirically reveals that, compared to non-election years, the IFDI of host country significantly increases in the general election year, especially for greenfield investment. Moreover, after the classification of political institutions, we find that, the general election of the parliamentary countries has more impacts on the inflow of IFDI than that in presidential countries. This paper not only offers new perspective on foreign capital inflow, but also propound on the optimal timing and location of China's OFDI based on the PBC theory.

Keywords: Political Business Cycle; General Election; Inward Foreign Direct Investment; New Political Economics; Political Institution