

# 持续出口企业创造了更多就业吗?

陈昊<sup>1</sup>, 陈建伟<sup>2</sup>, 司继春<sup>3</sup>

(1. 对外经济贸易大学 国际经济研究院, 北京 100029; 2. 对外经济贸易大学 教育与开放经济研究中心, 北京 100029; 3. 上海对外经贸大学 统计与信息学院, 上海 201620)

**摘要:** 出口能够带来就业效应, 这已成为一个共识; 但以往研究只关注了出口与否对就业产生的不同影响, 并没有讨论出口持续程度的差异造成的就业效应偏差。文章使用中国工业企业数据, 首次考察了企业出口持续程度与企业就业人数的关系。研究发现: (1) 企业出口持续时间的提高确实有助于创造更多的就业, 且这种就业创造效应是动态的。(2) 持续出口企业创造更多就业的机制在于, 持续出口企业更有可能获得高额利润, 具备更好的创造和维持岗位的能力, 从而带来更大的就业规模。(3) 2005年的汇率制度改革并没有显著改变持续出口企业创造更多就业的事实。因此, 政府在鼓励出口时, 应该更加重视帮助企业维持其持续出口能力, 通过加大对出口企业产品研发和制造的资金与技术支持, 从根本上提升出口企业的产品质量和经营管理能力。

**关键词:** 持续出口; 就业; 生存分析; 加速失效模型; 双重差分

**中图分类号:** F752.62; C971   **文献标识码:** A   **文章编号:** 1001-9952(2018)07-0046-14

**DOI:** 10.16538/j.cnki.jfe.2018.07.004

## 一、引言

党的十九大报告明确指出, 就业是最大的民生, 要坚持就业优先战略和积极就业政策, 实现更高质量和更充分就业。在推动形成全面开放新格局的目标下, 提高就业水平应该且必须和实施对外开放战略相结合, 因此评估出口贸易的就业促进效应得到了学术界和政策制定者的广泛关注。

中国的出口规模增长显著提高了就业水平, 这一点得到国内外大多数学者的肯定(Kwan 和 Cotsomitis, 1991; Kwan 和 Kwok, 1995; 张华初和李永杰, 2004; 胡昭玲和刘旭, 2007; 梁平等, 2008; 高文书, 2009; 毛日昇, 2009; 魏浩, 2011; 史青和李平, 2014; 张川川, 2015), 然而这仅仅是评估出口贸易就业效应的一个方面。事实上, 在出口企业群体内部, 就业创造能力也存在显著差异。那些能够维持持续出口的企业似乎往往比偶然进行出口的企业创造了更多的就业, 即出口持续度的提高会促进就业增长。如果这一结论真的成立, 那么就可以通过支持企业持续出口来提高就业水平, 从而将推动全面对外开放和实现更充分就业的目标统一起来, 这无疑具有重要的现实意义。然而, 事实果真如此吗?

如果只进行统计描述或许会得出初步肯定的答案。根据 Chen 等(2017)的研究, 2005—2007 年间存续的企业中, 不出口、出口 1 年、出口 2 年和出口 3 年的企业分别有 131 404、10 862、13 022

收稿日期: 2018-01-04

基金项目: 对外经济贸易大学中央高校基本科研业务费专项资金(CXTD8-03)

作者简介: 陈昊(1987—), 男, 江西赣州人, 对外经济贸易大学国际经济研究院副研究员;

陈建伟(1985—), 男, 湖南株洲人, 对外经济贸易大学教育与开放经济研究中心副研究员;

司继春(1988—), 男, 山东淄博人, 上海对外经贸大学统计与信息学院讲师。

和 46 331 家，它们的年末从业人员总数均值分别为 186.69、261.53、304.65 和 489.59 人，确实表现为出口企业比不出口企业，持续出口企业比偶然出口企业创造了更多的就业。但是与此同时，出口企业比不出口企业，持续出口企业比偶然出口企业拥有更大的规模和更高的主营业务收入，甚至更高的工资水平，所以很难确认究竟是出口持续度高的企业就业水平高，还是因为统计数据中出口持续度高的企业在其他方面具有更强的吸引就业的能力，更无法识别这些吸引就业的能力是否本身就与出口相关。因此，仅仅基于描述性统计的结论显然并不可靠。

略显遗憾的是，利用严格的实证方法直接讨论出口持续度与企业就业人数关系的成果非常少见。与之相关的研究主要分为两类：第一类研究重点关注不同出口持续度的企业在招聘女性员工上可能存在的异质性。例如，陈昊等(2013)发现出口对企业就业性别歧视究竟产生何种影响，取决于企业出口的持续程度，即对于中小规模的出口企业，如果能够通过自身努力或借助政府政策扶持来维持出口能力的持续性，就可以在很大程度上提高女性就业水平，缓解就业性别歧视。Chen 等(2017)通过构建开放条件下的筛选-匹配模型刻画了不同出口持续程度企业的女性就业效应，发现在内生生育率的条件下，出口持续度提高，不仅女性就业的绝对规模会提高，而且女性就业的相对占比也有明显上升。可惜的是，这些研究只关注企业持续出口与女性就业和性别歧视的关系，并没有讨论男性职工的就业状况，因而无法全面评估持续出口的整体就业效应。

第二类研究虽然没有讨论企业招聘和员工就业，但是考察了持续出口对企业其他行为的影响，而这些影响的机制与效果对本文研究持续出口的就业效应同样具有参考价值。例如，陈勇兵等(2014)利用 1995—2010 年中国 HS6 分位数产品出口贸易数据，运用 *Logit* 回归模型研究发现，出口持续时间可以促进产品进入新市场，且出口持续时间每增加 1 年，产品进入新市场的概率将提高 0.17 倍。更重要的是，他们还发现出口持续时间与新市场进入存在倒“U”形关系，据此提出政府应当鼓励企业深化已有贸易关系的政策建议。陈晓华和刘慧(2015)在研究产品持续出口和出口技术复杂度之间关系时指出，持续出口与出口技术复杂度的关系同样呈现倒“U”形。陈晓华和沈成燕(2015)则进一步基于 Feenstra 和 Romalis (2014)整理的各国出口数据，就出口持续时间对出口产品质量的影响进行实证分析，认为对于发展中经济体而言，过长的出口持续时间则意味着产品质量的“低端锁定”和“低端下滑”，即出口持续度有可能降低中国的出口产品质量。这些研究成果虽然没有直接讨论企业持续程度对就业的影响，但是已经给出证据证明出口持续时间越长，企业在进入新市场和提升出口产品技术方面会更具优势，而这些最终都将会提高企业的获利和吸引就业的能力。

综上所述，对出口持续程度影响企业行为的成果极其匮乏，而较之理论探讨的相对滞后，明确持续出口企业的就业效应在现实中却非常必要。理性的政府和企业总要不断地在保障持续出口和维护市场自由选择出口持续时间两者中进行权衡，而无论是对政府还是企业自身而言，如果仅靠市场机制就能促使企业放弃出口的话，那么保障持续出口就都需要付出额外的代价 (Grima 等, 2009; 苏振东等, 2012; 张杰等, 2015; 张杰和郑文平, 2015; 周康, 2015)，诸如政府提供显性或隐性补贴及其他优惠政策，企业违背利润最大化原则条件下进行有限理性选择等，这些都将进一步扭曲市场机制，降低市场效率。问题的关键是，如果这些额外的代价最终能够换来就业增长，那么至少从劳动力市场发展角度，保障持续出口有可能获利，无非在权衡时需要设计更加合理的路径而已；如果这些额外的代价无法提高就业水平，即持续出口的企业并没有料想的那样创造更多就业，那就应该反思不顾企业发展现状的出口支持政策，增加就业再也不能作为强行要求企业“走出去”的理由。在进一步深化对外开放和促进国内经济发展方式转型的背景

下,理解中国企业持续出口的就业效应显得尤为重要。

本文的边际贡献主要体现在:第一,我们将视角集中在企业出口持续度与企业总就业规模上,探讨企业持续出口的就业效应,而不再仅仅关注出口与否对就业的不同影响,为研究出口持续时间对企业行为的影响提供新思路。第二,本文同时借鉴 Besedeš和 Prusa(2006a)、陈勇兵等(2012)的出口持续时间生存分析和 Chen等(2017)的企业出口频率分类思想,评估企业的出口持续度,在此基础上比较两种方法下持续出口的就业效应,这样不仅能够保证结果的完备性,还可以起到互为稳健性检验的作用。第三,本文首次构建了基于微观企业最优化行为的数理模型,用于解释出口持续程度和就业规模的关系。第四,本文从实证角度给出了关于持续出口企业创造就业的一种路径解释,即持续出口企业的员工就业规模更大,是因为持续出口企业更有可能获得高额利润,从而具备更好的创造和维持岗位的能力。

需要说明的是,本文提到的“持续出口”与陈勇兵和李燕(2012)指出的“在企业层面上,贸易的持续时间是指企业出口到特定目的国的持续时间”略有不同。由于数据的限制,我们无法了解出口企业向特定目的国出口的持续时间,而只能以当年是否出口来识别持续出口行为。结合中国工业企业数据现状,就是以企业“出口交货值是否等于零”来判断企业是否出口,这一点与 Chen等(2017)相同。数据处理方法和变量定义将在后文详述。

## 二、理论机制

一些文献曾经探讨过可以用于解释持续出口企业创造更多就业的机制:首先,根据 Helpman等(2010)、陈昊(2011)、史青和李平(2014)的总结,无论是宏观层面的菲利普斯曲线机制扩展,还是微观层面的筛选-匹配框架,都可以解释出口贸易提高就业的现实,而持续出口创造更多就业的机制解释完全可以沿用这些框架,即持续出口的企业更能利用筛选机制以获得高生产率劳动力,从而提高利润,创造更多的就业岗位。其次,由于前期出口积累经验和增加对目的市场的了解,持续出口可以降低可变跨期成本,即存在“出口学习效应”(Clerides等,1998),从而同样可以提高利润以创造就业岗位。然而,这可能仅仅是故事的一个方面,因为持续出口企业更容易培养熟悉出口和相关业务的劳动力,从而提高劳动生产率,这也是出口企业普遍拥有更高生产率的原因之一(Bernard等,1995; Bernard和 Jensen,1999)。单位劳动生产率的提高使企业不再需要招聘更多新员工,因此持续出口的企业有可能反而无法创造更多就业,问题是出口企业的生产率是否真的更高在国内尚存争议(戴觅等,2014)。很多学者认为中国的出口企业生产率反而更低,即存在“出口生产率悖论”(李春顶和尹翔硕,2009;李春顶,2010),这又使得出口企业的单位劳动生产率是否真的更高成为疑问,显然持续出口企业创造就业的机制并不容易明晰。

因此对持续出口企业创造就业的理解,还是应该基于筛选-匹配的微观框架。Rauch和Watson(2003)的研究较早使用搜寻-匹配框架研究进出口双方的匹配问题,我们在借鉴他们的研究框架的基础上,将最优化过程推广到发展中国家的出口方。

假定一个代表性发展中国家的卖方,在一个离散时间的经济环境里,向一个由买方组成的集合出口商品。出口分为两个阶段:第一阶段是搜寻海外市场的买方并签约;第二阶段是形成买卖双方的契约关系并供货,实现海外销售收入。由于买卖双方的信息不对称,市场存在协调买卖双方的时间成本。假定单位时间内出口卖方企业匹配到买方的概率为 $q(\theta)$ ,其中 $\theta$ 为出口市场的买方与卖方数量之比, $q(\theta)$ 满足 Inada 条件。当出口产品的买方企业越多和订单规模越大时,出口企业越容易匹配到买家。

出口企业需要在长期持续出口行为和短期间断出口行为中做出选择,如果选择进行长期持

续出口,其值函数  $V_L$  的方程可以表述为:

$$rU_L = q(\theta)(E_L - V_L) \quad (1)$$

其中,  $r$  是单位时间的折旧率,值函数  $E_L$  表示出口企业成功与进口者形成匹配后进行长期供货的生命周期价值。类似地,若企业选择成为一个非连续型出口者,面临的值函数为  $U_S$ :

$$rU_S = q(\theta)(E_S - V_S) \quad (2)$$

匹配成功后,持续出口企业  $L$  与非持续出口企业  $S$  的值函数  $E_L$  和  $E_S$  可以分别写成:

$$rE_L = p + \mu_L(V_L - E_L) \quad (3)$$

$$rE_S = p + \mu_S(V_S - E_S) \quad (4)$$

其中,  $p$  是出口商品所实现的价格,  $\mu_L$  是成为长期出口者后因外生因素出现的与需求方分离的概率,也就是中断出口行为重新回到出口市场搜寻企业的概率;类似地,  $\mu_S$  是非持续出口者面临的外生分离概率。考虑到长期出口企业在出口方面积累了更多的海外市场信息和市场发展经验,因此我们假定长期出口企业在海外市场面临的分离概率低,即  $\mu_L < \mu_S$ 。

联立式(1)和式(3),我们有:

$$[r + \mu_L + q(\theta)](E_L - V_L) = p \quad (5)$$

同理,联立式(2)和式(4),我们有:

$$[r + \mu_S + q(\theta)](E_S - V_S) = p \quad (6)$$

进一步整理得到:

$$rE_L - rE_S = \frac{r + q(\theta)}{r + \mu_L + q(\theta)}p - \frac{r + q(\theta)}{r + \mu_S + q(\theta)}p \quad (7)$$

因为  $\mu_L < \mu_S$ ,所以我们可以得到  $rE_L > rE_S$ ,即选择长期持续出口的企业能够获得更高的生命周期价值。因此,我们提出如下待验证的假说:

出口持续度高的企业比出口持续度低的企业能够得到更高的利润和实现更高的企业生命周期价值。因此,持续出口企业创造更多就业是依靠其获得更高利润实现的。

### 三、数据处理、删失调整与估计生存(风险)函数

#### (一)数据处理

本文使用的数据来源于2000—2007年中国工业企业数据库(除2004年外,因为2004年没有出口交货值数据),处理方法参照Brandt等(2012)、聂辉华等(2012)和杨汝岱(2015)的做法。经过上述处理,针对本文的研究主题,我们进一步排除2000—2007年间出口交货值始终为0的企业,最后得到出口企业共13662家,即本文定义的“出口企业”必须保证在观察期内至少有一年出口交货值不等于0。

借鉴Chen等(2017)的做法,根据观察期内出口交货值不为0的年数,可以将所有出口企业按出口频率分为高频率出口企业(其中6—7年出口交货值不为0)共8671家、中频率出口企业(其中3—5年出口交货值不为0)共2566家、低频率出口企业(其中2年出口交货值不为0)共1244家、偶然出口企业(其中1年出口交货值不为0)共1181家。与Chen等(2017)采用相同的划分标准,本文将观察期中出口时间不足观察期一半的企业视为低频率和偶然出口企业,其他企业视为中频率和高频率出口企业。<sup>①</sup>与一些已有研究成果类似,我们同样观察到出口频率更高

<sup>①</sup> 限于篇幅,这里没有报告不同出口频率企业的5个主要指标描述统计结果。

的企业拥有更大的规模和表现更好的工业总产值,而且基本上能够创造更多的就业和提供更高的工资。<sup>①</sup>但基于观察期内出口年数的划分标准过于直接和粗糙,无法准确评估企业的出口持续程度,主要是因为这可能造成数据删失。此外,出口频率与出口持续度的含义还不完全相同,为此需要进行调整和说明。

## (二)针对数据删失的调整

Besedeš和 Prusa(2006a)最初意识到生存类数据可能存在“删失”(censoring)。本文观察 2000—2007 年间企业的出口行为,可能存在如下两种情况:第一,在 2000 年就有出口行为的企业未必是在 2000 年才开始出口的,如果把 2000 年当成企业出口的第一年,就有可能低估企业的出口持续时间,从而造成“左删失”(left censoring);第二,在 2007 年仍有出口行为的企业也未必在接下来的年度不出口,如果把 2007 年当成企业出口的最后一年,同样有可能低估企业的出口持续时间,从而造成“右删失”(right censoring)。

处理左删失问题的办法是只关注在 2000 年没有出口而在 2001—2007 年均出口的企业。而右删失问题可以通过生存分析解决,将在构建风险函数时进一步讨论,因此我们首先筛选出在 2000 年没有出口但在 2001—2007 年一直持续出口的企业共 451 家,将通过生存估计获得这部分企业出口持续年数的信息。由于 Besedeš和 Prusa(2006b)同时指出,同一贸易关系经历了多个持续时间段而只将第一个持续时间段视为唯一持续时间段的处理方法,与将多个持续段视为相互独立的若干持续时间段的情形下贸易关系持续时间的分布基本相同,因此我们将同一贸易关系的多个持续时间段视为相互独立的持续时间段(陈勇兵等,2012)。据此,如果企业在 2000 年和 2007 年均没有出口,但是在其他年份持续出口(显然,至少持续出口 2 年才能视为存在持续出口行为),则可视其出口行为持续了一个相对独立的完整时段,从而直接计算出口持续年数,这样的企业共有 915 家。限于篇幅,没有汇报以上 1 366 家不存在左删失的持续出口企业的主要指标统计。

只关注进行左删失调整后的企业,发现持续出口程度与就业的关系发生了较大变化:首先,持续出口程度高的企业未必创造了更多的就业。虽然 2001—2007 年一直持续出口的企业创造了最多的就业,但是在 2000 年与 2007 年均没有出口的企业中,持续出口 2 年的企业反而比持续出口 3—4 年的企业拥有更多职员。其次,企业出口持续程度也未必与企业规模和人均工资呈线性相关关系。例如,持续出口 4—5 年的企业人均工资反而低于持续出口 3 年的企业,而持续出口 3 年的企业规模还比持续出口 4 年的企业更大。经过删失调整后的描述性统计反映出两个问题:第一,持续出口企业是否创造更多的就业并非一目了然;第二,以出口频率和出口连续年份来衡量出口持续度,可能得出不同结论。

## (三)估计生存(风险)函数

1. 生存函数。限于篇幅,构建生存函数的过程从略,直接给出 Kaplan-Meier 估计量为:

$$\hat{S}(t) = \prod_{j|t_j \leq t} \left( \frac{n_j - m_j}{n_j} \right) \quad (8)$$

基于 Kaplan-Meier 估计量,我们分别给出总样本、不同规模、不同工业属性和不同地区企业样本的生存指标描述统计结果(如表 1 所示)。从中可以看出,无论是生存时间还是生存率,规模越大的企业和轻工业企业表现都更加良好,这既在一定程度上反映了企业规模依然是影响出口持续程度的关键因素,又体现了我国的轻工业和重工业都有各自的出口比较优势产品的现状。从地区分布来看,中部地区企业生存时间和 Kaplan-Meier 生存率都远远低于其他地区。

<sup>①</sup> 偶然出口企业的表现似乎是个意外。与下文中的表 7 对照后,我们将能很好地解释出现这种意外的原因。

表 1 企业出口生存指标描述统计

	分类	观测量	生存时间		Kaplan-Meier 生存率			
			均值	中位数	2 年	3 年	4 年	5 年
总样本		9 562	3.579	3	0.510	0.391	0.349	0.330
分规模	小型企业	3 975	3.424	2	0.473	0.353	0.306	0.292
	中型企业	1 354	3.956	3	0.595	0.485	0.452	0.424
	大型企业	135	4.363	6	0.726	0.570	0.548	0.519
分轻重工业	轻工业企业	2 500	3.867	3	0.587	0.468	0.416	0.396
	重工业企业	2 964	3.336	2	0.444	0.326	0.292	0.275
分地区	东部地区企业	2 100	4.557	6	0.803	0.631	0.576	0.547
	中部地区企业	1 671	2.244	2	0.093	0.061	0.049	0.041
	西部地区企业	171	4.070	4	0.702	0.509	0.439	0.421
	东北地区企业	156	4.173	4	0.808	0.558	0.404	-

注：企业规模和轻重工业分类分别是按照工业企业数据中的企业规模代码和轻重工业代码进行识别和划分的。生存分析所指的总样本是已经完成左删失调整后的样本，后文均作类似处理。

2. 出口持续时间估计。为了便于估计出口持续时间，本文使用参数回归的加速失效时间模型(Accelerated Failure Time Model)。借鉴已有研究结论，本文认为企业的初始贸易额(Besedeš和Prusa, 2006b)、<sup>①</sup>企业规模(Besedeš和Nair-Reichert, 2009)、外资是否参与(Görg等, 2008)、是否为国有企业(陈勇兵等, 2012)等因素都会直接影响企业出口持续时间，而根据表 1 进行的出口企业生存指标描述统计，企业的轻重工业分类和地区差异也将造成出口持续时间变化。于是，我们直接对出口持续时间的对数构建模型：<sup>②</sup>

$$\ln T = x'\beta + u \quad (9)$$

表 2 报告了直接对出口持续时间的对数进行加速失效模型回归的结果(限于篇幅，基于不同分布假定的对比回归不再报告，需要者可向作者索取)。基于加速失效模型的回归结果，可以将出口数据右删失企业的出口持续时间进行修正，即比较估计值和观察到的出口年数后取较高值，可以最大限度地减轻数据删失造成的对出口持续时间的低估，进而完成后续工作。

表 2 出口持续时间估计：加速失效模型

变量	系数	标准误	Z 值	P >  Z
外资是否参与	0.850	0.043	19.62	0
是否为国有企业	-0.168	0.048	-3.54	0
企业是否属于轻工业	0.126	0.034	3.70	0
是否处于东部地区	0.763	0.039	19.47	0
企业规模	-0.344	0.036	-9.52	0

#### 四、基准回归、反事实与稳健性检验

##### (一) 基准回归

本文分别使用生存分析和出口频率分类法评估企业持续出口能力，并据此考察企业持续出口对企业员工规模的影响。借鉴 Berman 等(1994)的劳动力需求简约式方程以及史青和李平(2014)进行的调整，构建如下回归方程：

$$\ln L_{it} = \beta_0 + \beta_1 EXCO_{it} + \beta_2 \ln EX_{it} + \beta_3 \ln Q_{it} + \beta_4 \ln W_{it} + \beta_5 (K/Q)_{it} + \mu_{it} \quad (10)$$

<sup>①</sup> 由于进行生存分析的数据首先进行了防止左删失的调整，因此本文只保留了初始贸易额为 0 的样本，这样的话，企业初始贸易额变量就不需再放入加速失效时间模型中(Helpman 等, 2004)。

<sup>②</sup> 加速失效时间模型的建模过程参考了陈强(2014)的做法(详见《高级计量经济学及 Stata 应用(第二版)》)。限于篇幅，未报告具体过程。

其中,  $L_{it}$ 代表企业*i*在时间*t*的员工规模,用于衡量企业创造的就业数。 $EXCO_{it}$ 、 $EX_{it}$ 、 $Q_{it}$ 、 $W_{it}$ 和 $(K/Q)_{it}$ 分别代表企业的出口持续时长、出口交货值、企业产成品价值、企业员工平均工资和企业资本产出比。如前所述,我们将同时使用加速失效模型调整前后的企业出口年数衡量出口持续度,这样就可以比较生存分析和出口频率分类两种不同方法下的持续出口就业创造效应。经过Hausman检验,发现Hausman检验*p*值为0,拒绝随机效果的原假设,因此基准回归采用固定效果处理。

基准回归结果初步支持了持续出口的企业创造了更多就业的事实: 无论是否进行数据删失处理和加速失效模型调整,出口持续时长每提升1%,企业员工数量都会显著增加2%—4%,可见企业持续出口确实吸引了更多劳动力的加入。此外,出口的就业促进效应再次印证,出口交货值与企业就业规模始终正相关,虽然这并不是本文要讲的故事。值得关注的是,企业员工工资的提高可能降低就业水平,一些针对中国企业和劳动力行为的研究也得出类似结论(史青和李平, 2014; 陈昊, 2015),原因可能是企业员工工资的提高带来了企业维持运营的成本上升,因而抑制了企业进一步提高招聘力度的动力。

表3 基准回归: 固定效果

因变量: 企业员工总量的对数	加速失效模型调整前	加速失效模型调整后
出口持续时长	0.018*** (0.004)	0.037** (0.015)
出口交货值的对数	0.159*** (0.003)	0.099*** (0.009)
企业产成品价值的对数	0.098*** (0.003)	0.108*** (0.010)
员工年平均工资的对数	-0.128*** (0.006)	-0.103*** (0.025)
企业资本产出比	7.77e <sup>-06</sup> ** (3.43e <sup>-06</sup> )	2.91e <sup>-05</sup> * (1.61e <sup>-05</sup> )
Overall R <sup>2</sup>	0.386	0.308
Within R <sup>2</sup>	0.151	0.093
观测样本数	60 931	4 166

注: (1)括号中报告的是异方差稳健标准差; \*、\*\*和\*\*\*分别代表在10%、5%和1%的水平上显著。下同。(2)由于加速失效模型调整后存在数据左删失的数据全部排除,因此观测样本数会出现较大幅度下降。基准回归已经控制了企业的行业、地区和时间特征。

(二)反事实与稳健性检验

基准回归可能受到来自两个方面的质疑: 第一,在生存分析之前已经意识到,由于数据可获得性限制,无论采取何种测度方法,都难以保证企业真实出口时长的精确计算,更何况因变量与自变量之间还可能存在互为因果关系,因此解释变量的内生性问题不可避免。此外,也难以保证没有遗漏其他影响就业的重要变量。传统的解决办法是寻找工具变量,但是要获得既与出口持续时长相关,又与企业就业规模无关的变量比较困难。第二,更重要的问题是,即使我们观察到持续出口的企业确实创造了更多的就业,也有可能是因为持续出口的企业在其他方面拥有更大的创造就业的优势,而并不是因为企业持续出口本身。

面对上述质疑,应对的方法是基于Neyman-Rubin反事实框架构建PSM模型。我们将筛选后的企业样本分为两类: 一类是出口持续时间较长的企业,视为处理组;另一类是出口持续时间较短的企业,视为对照组。为了保证处理组和对照组样本规模不出现过大差距,在区间[1, 7]内以持续出口4年作为分类标准,将持续出口时长小于或等于4年的企业视为对照组企业,将其他企业视为处理组企业。<sup>①</sup>表4报告了一对一近邻匹配的倾向评分结果,其中ATT(处理组平均干预效

<sup>①</sup> 有两类敏感性检验用于进一步确认PSM结果的准确度: 一类是略微改变划分处理组和对照组的标准(如将划分标准降为3年);另一类是使用不同于正文的匹配方法。由于篇幅所限,这两类敏感性检验的结果没有报告,需要的读者可向作者索取。

表4 出口持续时间与员工规模：倾向评分匹配

<i>logistic</i> 回归(因变量: <i>D</i> )	系数	标准误	<i>z</i> 值	<i>p</i> 值
属于轻工业还是重工业	0.325	0.018	17.82	0
是否为国有企业	-0.177	0.022	-7.86	0
是否有外资参与	1.381	0.015	90.15	0
所在地区	0.190	0.018	10.85	0
反事实的干预效应	处理组	对照组	净效应	<i>T</i> 值
匹配前样本	5.701	5.270	0.431	53.53
处理组平均干预效应( <i>ATT</i> )	7.111	5.424	1.687	4.05
对照组平均干预效应( <i>ATU</i> )	6.681	6.007	-0.674	
总体平均干预效应( <i>ATE</i> )			0.507	

应)中的净效应显著为正(1.687),表明出口持续时间较长的企业确实创造了更多的就业。

接下来,我们进行了一系列稳健性检验。<sup>①</sup>首先,由于在表1的统计描述中发现了中部地区的企业情况较为特殊,即中部地区经济开放程度介于东部和其他地区之间,但企业持续出口的平均时长却不仅显著低于东部地区,还显著低于西部和东北地区,因此应该进一步专门检验中部地区出口企业的创造就业能力。其次,用员工年平均工资解释企业就业规模存在一定缺陷。从企业就业实现的过程来看,无论是工作搜寻者还是企业的招聘人员,都不可能充分了解或告知准确的企业员工平均收入,企业能够告知或潜在员工能够了解的往往只是企业的基本运行状况,因此使用企业本年应付工资总额进行稳健性仍有必要。再次,企业资本产出比反映了企业资本的使用效率和产出能力,资本的使用效率和产出能力在一定程度上会影响企业需要的劳动力数量,但是企业招聘员工的岗位往往不只局限于生产部门,越来越多的企业(尤其是出口企业)需要维持关键的行政管理运行,而行政管理招聘的劳动力虽然不具有生产性,却对企业产出和利润维持具有重要意义。基于以上考虑,本文使用企业总资产代替资本产出比进行检验。稳健性检验的结果充分证明了基准回归结果的可信性,即持续出口企业创造更多就业的事实并不会因为针对特定地区(如只针对中部地区)企业样本,或更换企业资本使用效率的代理变量而有所变化。

## 五、企业持续出口的动态就业效应

但是,上述工作并没有考虑持续出口可能存在的动态就业效应。为了验证动态就业效应,可以将回归方程进行动态扩展并使用系统 *GMM* 估计持续出口企业的就业创造效应。Blundell 和 Bond(1998)指出,系统 *GMM* 能够在差分 *GMM* 的基础上提高估计效率,它既能较为充分利用多工具变量的优势解决内生性问题,又能充分考虑动态效应。值得一提的是,对于持续出口企业创造就业的反向因果关系问题,系统 *GMM* 可以通过同时设定 *IV* 式工具变量和 *GMM* 式工具变量加以识别。

动态效应的系统 *GMM* 工作见表5。为了更好地识别互为因果可能带来的内生性问题,我们使用出口企业产成品价值作为 *IV* 式工具变量,将因变量的滞后一期和出口持续时长的滞后一期作为 *GMM* 式工具变量。企业产成品的价值是企业能够为所出售的产品定价的基础,这直接影响企业的出口产品竞争力,当然与出口交货值关系密切。与此同时,企业产成品是生产的结果,而非生产过程本身,因此其对就业规模本身影响不大,是一个外生性较为理想的工具变量(Chen 等, 2017)。结合异方差稳健的 *Hansen* 检验及 *Sargan* 检验,证明工具变量不存在过度识别; 基于

<sup>①</sup> 限于篇幅,没有汇报详细的实证结果,需要者可向作者索取。



AR 的最大两期滞后检验证明,控制因变量的一期滞后及使用滞后一期的工具变量是合理的。结果表明,进行动态扩展后,持续出口企业创造更多就业的现实没有发生改变。

表 5 出口持续度的就业动态效应:系统 GMM

因变量:企业员工总量的对数	加速失效模型调整前	加速失效模型调整后
因变量滞后一期	0.542*** (0.048)	0.444** (0.177)
出口持续时长	0.195*** (0.065)	0.080*** (0.006)
F 检验	2 296.73***	12.66***
观测样本数	52 593	3 186
异方差稳健的 Hansen 检验统计量	8.51(0.130)	14.13(0.516)
Sargan 检验统计量		19.55(0.190)
AR(1)	-11.21*** (0.000)	-3.70*** (0.000)
AR(2)	0.59(0.553)	

注:(1)异方差稳健的 Hansen 检验统计量和 Sargan 检验统计量的括号中均报告 p 值;AR 滞后阶数自相关检验的括号中分别报告相应阶数检验的 p 值。其他与表 3 设定相同。(2)已经控制了地区、行业和时间特征。

考虑到系统 GMM 回归中控制了因变量的一期滞后,因此我们有理由猜测当期企业的资本产出效率可能是用于估计企业未来就业吸纳能力的可靠依据。事实上, Baier 等(2006)的研究已经关注到这一点,本文暂不赘述。接下来,我们采用一个更加直接的思路克服反向因果困难:将自变量限定为当期获得的企业出口持续时长数据,而将因变量设为未来的企业就业规模。于是,问题变成考察企业当期出口持续时长对企业未来就业水平的影响,这当然不可能存在反向因果关系。如果依然得出持续出口企业创造更多就业的结论,那么就能进一步增强前面工作的可信度。

表 6 中的结果证明,无论是否进行加速失效模型调整,只要当期企业出口持续时长提高,那么企业未来的员工总量都会显著增长。这一结论能够很好地减轻我们对反向因果的担心,因为很显然企业未来的就业规模不可能成为当期出口持续时长的原因。至此,我们基本上可以确认持续出口企业创造更多就业的事实。于是,进一步的问题是:为什么持续出口的企业会创造更多的就业?

表 6 用于克服反向因果的回归

因变量:2005—2007 年企业员工总量的对数	加速失效模型调整前	加速失效模型调整后
企业出口持续时长	0.089*** (0.006)	0.073*** (0.024)
Overall R <sup>2</sup>	0.284	0.207
Within R <sup>2</sup>	0.010	0.004
观测样本数	25 867	1 887

注:解释变量均使用 2001—2003 年的企业数据。

## 六、进一步分析:利润、汇改与就业创造

### (一)就业创造的利润机制

如果持续出口企业创造更多就业的机制,是依靠获取高利润加以实现的,那么我们应该首先可以观察到持续出口企业的利润更高,且企业利润与就业规模正相关。持续出口企业的利润更高可以通过简单的描述统计观察到(见表 7),基本上出口频率高的企业都拥有更高的利润,这种利润上的优势不仅体现在产品销售利润上,也体现在营业利润上。结合不同出口频率企业的主要指标描述统计结果可以发现,偶然出口企业创造就业的规模略高于低频率出口企业,这恰好证明利润作为解释出口持续与就业之间的中介机制的合理性。为了进一步检验利润与就业规

模的关系，我们将刻画企业利润的变量加入方程(10)，回归结果见于表8。

表7 不同出口频率企业利润指标统计

	企业产品销售利润	企业营业利润	企业利润总额
高频率出口企业	20.893	16.017	16.570
中频率出口企业	14.046	9.398	9.563
低频率出口企业	10.198	8.548	8.364
偶然出口企业	11.678	6.128	6.619

注：所有指标均报告统计均值。利润单位为百万元。

表8 企业利润与就业规模

因变量：企业员工总量的对数	加速失效模型调整前	加速失效模型调整后
企业产品销售利润	0.193*** (0.006)	0.278*** (0.032)
企业营业利润	0.081*** (0.002)	0.102*** (0.009)
企业利润总额	0.072*** (0.002)	0.092*** (0.009)

既然出口频率越高的企业越有可能获得高利润，而企业利润的增长又会显著提高员工数量，那么就有理由认为持续出口企业之所以创造更多就业，是因为获得的高利润能够支持企业维持更多的空位运行(Pissarides, 1985)。但是，除了高利润外，还有很多因素同样会提升企业维持空位运行的能力(如低成本和优化管理等)，因此有必要通过安慰剂检验进一步确认利润的作用。如果确实是因为持续出口企业获得高利润从而创造了更多就业，我们应该能同时观察到利润为负的持续出口企业的员工数量增长放缓甚至不增长。

接下来，我们进行安慰剂检验。我们分别将观察期内利润总额和产品销售利润、营业利润出现过至少一次负值的企业保留下来构成安慰剂组，针对安慰剂组企业重复基准回归的实证工作(结果见表9)，发现出口企业只要存在低利润，出口持续时长就不再对企业员工总量产生任何显著影响。这很好地通过了安慰剂检验，再次证明持续出口企业创造更多就业的机制，是靠获取高利润实现的。

表9 安慰剂检验：低利润出口企业

因变量：企业员工总量的对数	加速失效模型调整前	加速失效模型调整后
出口持续时长(利润总额至少一年为负)	-0.005(0.007)	0.015(0.027)
出口持续时长(产品销售利润至少一年为负)	0.009(0.015)	0.037(0.152)
出口持续时长(营业利润至少一年为负)	0.003(0.006)	0.018(0.026)

当然，持续出口企业每年都获得高利润，这个要求在现实中过于苛刻。我们发现只要在观察期内有一年利润为负(即亏本)，持续出口企业创造就业的能力就会被大幅度削弱，但是对于持续获利却利润较低的企业创造就业的情况评估，却很难进行实证工作。因此，如何找到持续出口企业创造就业的利润起点可能是今后的研究方向，本文暂不赘述。

## (二) 汇率制度改革的影响：DID

在本文的数据观察期内，中国开始实施的汇率制度改革无疑会对企业出口产生重大影响。2005年7月21日，中国人民银行发布汇率形成机制改革公告，主要内容是：自2005年7月21日起，我国开始实行以市场供求为基础、参考一篮子货币进行调节、有管理的浮动汇率制度。人民币汇率不再盯住单一美元，形成更富弹性的人民币汇率机制。这一改革政策造成直接且迅速的影响是人民币大幅升值，从而在很大程度上削弱了企业出口产品竞争力，当然不可避免地会影

响企业持续出口的能力。企业出口能力的降低必然同时降低创造就业的能力,我们感兴趣的问题是:如果充分考虑汇率制度改革的政策效应,持续出口企业是不是依然创造了更多就业?如果得到肯定回答,那么将有助于增强本文研究结论的可信度。

由于2005年下半年才开始正式实施汇率制度改革,因此将2006年设为实验开始的时期。为了讨论出口持续度对就业的影响,不妨把低频率和偶然出口(观察期内出口年数小于3年)的企业视为对照组,观察实验(汇改)前后不同出口持续程度企业创造就业的能力差异,据此进一步验证持续出口企业创造更多就业的事实。双重差分核心结果见表10(篇幅所限,未报告检验各变量在处理组与对照组均值是否相等的结果,需要者可向作者索取)。事实证明,汇率制度改革并没有显著影响持续出口企业创造就业的能力,即在汇率制度改革前后,持续出口企业创造更多就业的现实并没有发生变化。其实这也很好理解:虽然汇率制度改革在整体上削弱了出口企业的产品竞争力,但是能够持续出口的企业一般也不只依靠汇率带来的价格优势生存。能够持续出口的企业依然在汇率制度改革后获得高利润,因而也能维持其创造就业岗位的能力,至少在规模以上的出口工业企业中我们可以观察到这个现象。

表10 汇率制度改革的影响: DID

变量	处理效应	稳健标准误	p 值
企业员工总量的对数	0.034	0.037	0.352

## 七、结论与启示

相对于研究出口企业的就业效应,关注出口持续程度影响创造就业能力的成果还很少见。基于企业出口贸易就业效应普遍正向的结论,一个自然而然的观点似乎是,持续出口企业能够创造更多的就业;但是,这缺乏足够证据。本文首次使用中国工业企业数据,考察企业出口持续程度与企业就业人数的关系,结合生存分析与面板回归方法进行研究后发现:第一,无论是否进行加速失效模型调整,企业出口持续时间每提高1%,员工就业规模将提高2%—4%。反事实和稳健性检验均证明了这一结论。第二,当期企业出口持续时长提高,企业未来的员工总量也会显著增长,表明持续出口企业创造更多就业的结论在动态层面同样成立。第三,持续出口企业创造更多就业的机制是依靠获取高利润实现的,即之所以持续出口企业员工的就业规模更大,是因为持续出口企业更有可能获得高额利润,从而具备更好的创造和维持岗位的能力。使用至少一年出现负利润的低利润出口企业样本作为安慰剂组进行检验,再次确认了持续出口企业创造就业的机制是高利润。第四,2005年的汇率制度改革没有降低持续出口企业创造就业的能力,表明规模以上的工业企业出口可能并没有受到汇改的影响,即大多数企业的出口产品竞争力应该不只是以价格作为优势。

本文的研究证明了持续出口企业创造更多就业的现实,并进一步指出持续出口企业更强的获利能力或许是其创造就业的基础和支撑。更为重要的是,本文尝试使用生存分析中的加速失效模型,估计了存在数据右删失企业的真实出口年数,从而能够更加精确地描述企业持续出口时长和就业的关系,而利用生存分析模型反过来估计出口持续时长也是本文的一点创新。

本文的研究为政府帮助企业维持出口能力的行为提供了理论依据。事实上,虽然政府鼓励出口的很多政策有时候也会直接或间接地起到支持企业维持出口能力的作用(例如,长期的出口退税和补贴、鼓励企业“走出去”的相关融资和税收优惠、对生产高新技术产品或出口紧缺产品的直接或间接补助等,这些政策措施都既鼓励企业出口,又鼓励出口企业维持出口能力);但是,在绝大多数情况下,维持企业长期出口能力比鼓励企业出口更加困难。更有效的方法应该是

政府加大对出口企业的产品研发和制造的资金与技术支持,从根本上提升出口企业的产品质量和经营管理能力,使它们能够始终具备出口能力和国际市场竞争力,尽可能维持更长的出口生命。进一步的研究表明,不仅出口带来了正向就业效应,而且持续出口对提高就业水平和创造岗位也有积极作用,因此从鼓励企业创造就业岗位和提高劳动力市场的整体就业水平角度来说,帮助企业维持乃至提升持续出口能力应该成为政府制定政策的着眼点。

#### 主要参考文献:

- [1]陈晓华,刘慧.产品持续出口能促进出口技术复杂度持续升级吗?——基于出口贸易地理优势异质性的视角[J].财经研究,2015,(1):74-86.
- [2]陈晓华,沈成燕.出口持续时间对出口产品质量的影响研究[J].国际贸易问题,2015,(1):47-57.
- [3]陈昊.外贸顺差会降低就业水平?——基于匹配模型的实证分析[J].数量经济技术经济研究,2011,(6):133-146.
- [4]陈昊,陈建伟,赵春明.出口持续度与女性就业:基于企业数据的反事实分析[J].经济研究,2013,(S1):77-88.
- [5]陈昊.婚姻对女性工资的影响:升水还是诅咒?——来自中国家庭收入调查的证据[J].世界经济文汇,2015,(2):41-56.
- [6]陈勇兵,李燕.贸易关系持续时间的研究进展[J].国际贸易问题,2012,(10):28-42.
- [7]陈勇兵,李燕,周世民.中国企业出口持续时间及其决定因素[J].经济研究,2012,(7):48-61.
- [8]陈勇兵,王晓伟,谭桑.出口持续时间会促进新市场开拓吗——来自中国微观产品层面的证据[J].财贸经济,2014,(6):79-89.
- [9]戴觅,余淼杰, Maitra M. 中国出口企业生产率之谜:加工贸易的作用[J].经济学(季刊),2014,(1):675-698.
- [10]高文书.中国对外贸易就业效应的系统广义矩估计——基于省级动态面板数据的实证研究[J].云南财经大学学报,2009,(6):25-31.
- [11]胡昭玲,刘旭.中国工业品贸易的就业效应——基于32个行业面板数据的实证分析[J].财贸经济,2007,(8):88-93.
- [12]李春顶,尹翔硕.我国出口企业的“生产率悖论”及其解释[J].财贸经济,2009,(11):84-90.
- [13]李春顶.中国出口企业是否存在“生产率悖论”:基于中国制造业企业数据的检验[J].世界经济,2010,(7):64-81.
- [14]梁平,梁彭勇,黄金.我国对外贸易就业效应的区域差异分析——基于省级面板数据的检验[J].世界经济研究,2008,(1):48-52.
- [15]毛日昇.出口、外商直接投资与中国制造业就业[J].经济研究,2009,(11):105-117.
- [16]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,(5):142-158.
- [17]史青,李平.再议中国企业出口的就业效应[J].财贸经济,2014,(10):83-93.
- [18]苏振东,洪玉娟,刘璐瑶.政府生产性补贴是否促进了中国企业出口?——基于制造业企业面板数据的微观计量分析[J].管理世界,2012,(5):24-42.
- [19]魏浩.我国纺织品对外贸易出口的就业效应研究:1980-2007年[J].国际贸易问题,2011,(1):29-42.
- [20]杨汝岱.中国制造业企业全要素生产率研究[J].经济研究,2015,(2):61-74.
- [21]张川川.出口对就业、工资和收入不平等的影响——基于微观数据的证据[J].经济学(季刊),2015,(4):1611-1630.
- [22]张华初,李永杰.论我国加工贸易的就业效应[J].财贸经济,2004,(6):87-89.
- [23]张杰,翟福昕,周晓艳.政府补贴、市场竞争与出口产品质量[J].数量经济技术经济研究,2015,(4):71-87.
- [24]张杰,郑文平.政府补贴如何影响中国企业出口的二元边际[J].世界经济,2015,(6):22-48.
- [25]周康.政府补贴、贸易边际与出口企业的核心能力——基于倾向值匹配估计的经验研究[J].国际贸易问题,2015,(10):48-58.

- [26]Baier S L, Dwyer Jr G P, Tamura R. How important are capital and total factor productivity for economic growth?[J]. *Economic Inquiry*, 2006, 44(1): 23–49.
- [27]Berman E, Bound J, Griliches Z. Changes in the demand for skilled labor within U. S. manufacturing: Evidence from the annual survey of manufactures[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1994, 109(2): 367–397.
- [28]Bernard A B, Jensen J B, Lawrence R Z. Exporters, jobs, and wages in U.S. manufacturing: 1976-1987[J]. *Brookings Papers on Economic Activity: Microeconomics*, 1995(1995): 67–119.
- [29]Bernard A B, Jensen J B. Exceptional exporter performance: Cause, effect or both[J]. *Journal of International Economics*, 1999, 47(1): 1–25.
- [30]Besedeš T, Prusa T J. Ins, outs, and the duration of trade[J]. *Canadian Journal of Economics*, 2006a, 39(1): 266–295.
- [31]Besedeš T, Prusa T J. Product differentiation and duration of US import trade[J]. *Journal of International Economics*, 2006b, 70(2): 329–358.
- [32]Besedeš T, Nair-Reichert. Firm heterogeneity, trade liberalization, and duration of trade and production: The case of India[R]. Working Paper, 2009.
- [33]Blundell R, Bond S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models[J]. *Journal of Econometrics*, 1998, 87(1): 115–143.
- [34]Brandt L, Van Biesebroeck J, Zhang Y. Creative accounting or creative destruction? Firm-level productivity growth in Chinese manufacturing[J]. *Journal of Development Economics*, 2012, 97(2): 339–351.
- [35]Chen H, Zhao C, Yu W. Continued export trade, screening-matching and gender discrimination in employment[J]. *China Economic Review*, 2017, 42: 88–100.
- [36]Clerides S K, Lach S, Tybout J R. Is learning by exporting important? Micro-dynamic evidence from Columbia, Mexico, and Morocco[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1998, 113(3): 903–947.
- [37]Feenstra R C, Romalis J. International prices and endogenous quality[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2014, 129(2): 477–527.
- [38]Görg H, Kneller R, Muraközy B. What makes a successful exporter?[R]. CEPR Discussion Paper, No. 6614, 2008.
- [39]Grima S, Gong Y D, Görg H, et al. Can production subsidies explain China's export performance? Evidence from firm-level data[J]. *Scandinavian Journal of Economics*, 2009, 111(4): 863–891.
- [40]Helpman E, Melitz M J, Yeaple S R. Export versus FDI with heterogeneous firms[J]. *American Economic Review*, 2004, 94(1): 300–316.
- [41]Helpman E, Itskhoki O, Redding S. Inequality and unemployment in a global economy[J]. *Econometrica*, 2010, 78(4): 1239–1283.
- [42]Kwan A C C, Cotsomitis J A. Economic growth and the expanding export sector: China 1952–1985[J]. *International Economic Journal*, 1991, 5(1): 105–117.
- [43]Kwan A C C, Kwok B. Exogeneity and the export-led growth hypothesis: The case of China[J]. *Southern Economic Journal*, 1995, 61(4): 1158–1166.
- [44]Pissarides C A. Short-run equilibrium dynamics of unemployment vacancies, and real wages[J]. *American Economic Review*, 1985, 75(4): 676–690.
- [45]Rauch J E, Watson J. Starting small in an unfamiliar environment[J]. *International Journal of Industrial Organization*, 2003, 21(7): 1021–1042.

## Does Persistent Export Create More Jobs?

Chen Hao<sup>1</sup>, Chen Jianwei<sup>2</sup>, Si Jichun<sup>3</sup>

(1. *Institute of International Economy, University of International Business and Economics, Beijing 100029, China;*

*2. Institute of Education and Economy Research, University of International Business and Economics, Beijing 100029, China;*

*3. School of Statistics and Information, Shanghai University of International Business and Economics, Shanghai 201620, China)*

**Summary:** By the usage of the data of Chinese industrial enterprises, this paper first investigates the relationship between the degree of enterprise export persistence and the number of enterprises employed, combining the theoretical mechanism, the survival analysis, the panel static and dynamic regression and the difference-in-difference method. Based on the searching-matching framework, the optimization process is extended to the exporter, and the impact path of the export continuity on employment is revealed, and the risk function of export enterprises' continuous export is estimated by the survival analysis method, and the real export length of the enterprise is accurately assessed. Based on the above work, we use the data of Chinese industrial enterprises to assess the marginal impact of export durations on employment and demonstrate the impact mechanism.

The main conclusions of the study are as follows: First, when the duration of the enterprise export increases by 1%, the employment scale of employees will increase by nearly 2%–4%. Second, when the export duration of the current enterprise continues to increase, the total number of employees will increase significantly in the future, indicating that the conclusion of the continuous export enterprises to create more jobs is also established at the dynamic level. Third, the mechanism for continuous export enterprises to create more employment depends on the realization of high profit, that is, the reason why employees in the continuous export enterprises have a higher employment scale is that the continuous export enterprises are more likely to gain high profits and thus have a better ability to create and maintain their jobs. Fourth, the reform of the exchange rate system in 2005 did not reduce the ability of the continuous export enterprises to create employment, indicating that the export of industrial enterprises above the scale may not be affected by the reform of the exchange rate system, that is, the competitiveness of most enterprises' export products should not only be the advantage of the price.

The conclusions drawn from the article provide important inspiration for China's further opening-up and full employment in the future. Although many policies that the government encourages exports can sometimes play a direct or indirect role in supporting enterprises' ability to maintain exports, for example, long term export tax rebates and subsidies, financing and tax incentives related to encouraging enterprises to "go out", direct or indirect subsidies for the production of high and new technology products or export products in shortage, all of which encourage both export and export enterprises to maintain their export capacity. But in most cases, it is more difficult to maintain the long-term export capability of enterprises than to encourage enterprises to export. More effective methods are that the government should provide financial and technological supports for the product development and manufacture of export enterprises, fundamentally improve product quality and management abilities of enterprises, so that they can always have the export ability and international market competitiveness, as far as possible to maintain longer export life.

**Key words:** persistent export; employment; survival analysis; accelerated failure model; difference-in-difference method

(责任编辑 景行)