

# 中国企业出口持续时间及其决定因素\*

陈勇兵 李燕 周世民

**内容提要：**出口持续时间研究为保障出口持续平稳发展提供了新视角。本文基于2000-2005年中国海关数据库和工业企业数据库的匹配数据估计了中国企业的出口持续时间，研究发现持续时间均值不到2年，中位值为3年，且存在明显的负时间依存性。我们进一步采用离散时间生存分析模型考察了出口持续时间的决定因素，结果发现，传统引力模型变量对持续时间的影响与其对于贸易流量的影响类似，企业层面的特征会对持续时间产生显著影响。同时，企业出口持续时间存在显著的区域和所有制差异。在此基础上，我们提出要建立预警机制、深化现有贸易关系以及制定恰当的贸易政策来推动出口贸易平稳发展。

**关键词：**出口持续时间 Cox比例风险模型 负时间依存性 离散时间生存分析模型

## 一、引言

在贸易摩擦不断加剧、人民币不断升值的大环境下，中国贸易量的持续高增长日益受到全球关注，并被称为中国贸易量增长之谜（吴福象和刘志彪，2009），相应地，中国经济对全球经济依赖性也在不断加强。不可否认的是，这种高依赖性也存在着高风险，外部经济的波动很容易通过贸易渠道传导到中国经济，会使得中国出口企业的生存环境进一步恶化，而且中国的大国经济特质会加剧这一困境。如何保持出口贸易平稳发展已成为亟待研究的重要问题。由于我国当前和今后较长时期内依然有着许多低技能的农民群体，所以“我国在未来一个时期内，‘几亿件衬衫换一架飞机’这种事不仅要继续做下去，而且意义仍然重大”。中国企业出口所面临的已不仅是利润问题，更重要的是能否持续生存的问题。因此，对中国企业出口持续时间的研究不同于当前以政策激励出口和推动出口市场多元化从而保持出口平稳增长的研究视角。事实上，在WTO等多边贸易体制和金融危机后的低外部需求约束下，中国可选政策空间并不大，而且在中国自身的大国经济特质下出口市场多元化并不能带来出口市场结构的本质变化，中国企业出口在中长期仍然会依赖于欧美日等大国市场。因而，能否保障出口持续稳定发展，关键并不完全在于构建新的贸易关系，还在于如何提高企业的出口生存率使得出口贸易关系稳定持续下去。

从企业层面来看，贸易关系（trade relationship）是指某一企业进入某一国外市场到退出该市场的状态，某一企业从进入某一国外市场直至退出该市场（中间没有间隔）所经历的时间称为贸易关系的持续时间（duration of trade relationships）。<sup>①</sup>经典贸易理论大多认为，贸易关系一旦建立，就会长期持续下去。<sup>②</sup>然而，这些理论对企业出口贸易关系持续时间的判断并未得到微观经验的支撑。事实上，在一国贸易总量持续增长的背后，其微观企业在国际市场上的生存时间常常是不持续的或持续时间较短。我们针对中国企业出口整体的进一步研

---

\* 陈勇兵、李燕，中南财经政法大学工商管理学院，邮政编码：430073，电子信箱：yongbingchen@163.com，lilingyan8866@163.com。周世民，中央财经大学国际经济与贸易学院，邮政编码：100081，电子信箱：zhoushimin@ruc.edu.cn。本文得到国家自然科学基金重大项目（09&ZD033）、国家自然科学基金面上项目（71173238）和教育部人文社科青年基金项目（12YJC790291）的资助，特此致谢。我们在写作这篇文章的过程中，得到了中国人民大学谷克鉴教授的悉心指导，在此表示由衷感谢。感谢2011年秋季清华—香港大学国际经济学研讨会上邱东晓、鞠建东、郁志豪、LAI Huiwen、余淼杰、葛赢、陈波、李志远、李侨敏等提出的批评与建议，感谢蒋灵多、钱学锋、曹亮、施炳展、孙楚仁等有益的讨论。感谢匿名审稿人的建设性修改意见，当然文责自负。

① 在本文中，企业出口持续时间在生存分析方法语境下指企业在某一特定出口目的地的生存时间，因此，在下文中我们同义使用持续时间与生存时间。

② 如要素禀赋理论指出贸易源于要素禀赋的差异，而国家的要素禀赋是相对稳定的，因此贸易关系也是稳定的；贸易滞后模型（models of hysteresis in trade）表明，沉没成本的存在使企业在出口后不会轻易退出市场，从而在出口市场上维持较长的时间（Baldwin and Krugman, 1989）；贸易的搜寻成本模型认为，为完成贸易交易双方会有一个搜寻过程，由于搜寻成本的存在，企业也不会轻易终止贸易关系（Rauch and Watson, 2003）。

究亦发现中国企业出口持续时间往往较短，生存时间均值为 1.6 年，中位值为 3 年。<sup>①</sup>

从政策层面看，对中国企业出口持续时间的研究也蕴含丰富的政策含义。中国的出口增长主要是沿着集约的边际实现(钱学锋和熊平，2010)，而贸易关系持续时间是贸易增长中集约边际的主要推动力(Fugazza and Molina, 2011)。盲目单纯地促进出口而忽视企业在出口市场上的生存时间，这样的出口促进政策是有缺陷的。如果企业在出口后很快又退出出口市场，必然会造成资源浪费。另外，从理论上说，出口市场多元化确实是增加出口的可选策略，但是，我们发现中国企业出口失败的危险率在贸易初期最高，之后迅速下降。因而，单纯促进出口多元化并不一定能够保障出口贸易的稳定发展，比较而言，亦应当考虑贸易关系持续时间问题。

本文的目的在于，采用生存分析方法，通过使用2000-2005年中国海关数据库和中国工业企业数据库的匹配数据，从微观企业层面客观描述了中国企业出口持续时间的分布特征，并进一步考察企业出口持续时间的决定因素，以期为提高企业出口持续时间提供经验证据。同时，我们分别估计了不同区域和不同所有制的企业出口生存率，并对不同区域和不同所有制的企业出口持续时间决定因素分别进行实证检验，揭示其影响机制的不同。在此基础上，文章从提高企业出口持续时间的视角，为贸易政策的制定提供了参考。

文章其余结构安排如下：第二部分是贸易关系持续时间的文献综述；第三部是数据处理说明和企业出口生存函数的估计；第四部分应用离散时间生存分析模型展开对中国企业出口持续时间决定因素的经验研究；最后是结论和政策含义。

## 二、文献综述

针对中国贸易量增长之谜，国内学者从国家层面、行业层面和产品层面等多维度展开了透彻分析<sup>②</sup>，但只是停留在出口增长的原因解释上，未能反映中国企业出口在时间维度上的生存变化特征，也未能反映中国持续增长的出口总量背后所隐藏的丰富的企业层面动态特征。事实上，在一国贸易总量持续增长的背后，其微观企业在国际市场上的生存时间常常是不持续的或持续时间较短。Besedeš and Prusa (2006a)使用1972—1988年TS-7位数和1989—2001年HS-10位数高度细分的贸易数据，最早对美国进口贸易的持续时间进行了研究，结果指出美国进口贸易的持续时间较短，只有2—4年，大约30%的贸易关系有多重持续时间段，其中在多重持续时间段的贸易关系中，有2/3的贸易关系只有两个时间段(spells)，不到10%的贸易关系有多于3个的时间段。Nitsch(2009)用CN-8位数的贸易数据研究了德国进口产品贸易的持续时间，发现多数贸易关系的持续时间仅为1-3年；Hess and Persson(2010b)则发现欧盟进口产品贸易的持续时间也非常短暂，进口持续时间中位值仅为1年，并且60%的持续时间段在第一年后就结束了。Besedeš and Prusa(2008)用SITC 4位数的数据研究了46个国家出口持续时间，所有区域出口的中位持续时间仅为1—2年，即使是“成功”的出口国也只有1/4的贸易关系持续时间超过5年。然而，目前从企业层面研究贸易关系持续时间的文献相对匮乏。Besedeš and Nair-Reichert(2009)对印度企业的研究指出，出口贸易的中位持续时间为4年。Volpe and Carballo(2009)研究秘鲁企业的出口持续时间，得出其中位持续时间仅为1年。Esteve-Pérez *et al.* (2011)基于西班牙1997—2006年企业层面的数据研究了出口贸易持续时间，结果发现企业出口持续时间仍然是短暂的，中位持续时间仅为2年，其中47%的出口持续时间段在第一年后就结束了。<sup>③</sup>

① 限于篇幅，对中国某企业出口持续时间的具体描述详见 [工作论文](#)。

② 外向型贸易转移是中国外贸发展实践赋予转型经济国际贸易发展的新动因(谷克鉴和吴宏，2003)；国内市场分割导致中国企业被动出口(朱希伟等，2005)；中国积极融入全球生产分割链条和产品供应链是中国出口成功的重要原因(吴福象和刘志彪，2009)；中国出口增长主要是沿着集约边际的增长(钱学锋和熊平，2010)。

③ 多数文献是在单一产品层面或企业层面对贸易关系持续时间的研究。Görg *et al.* (2008)使用 1992—2003 年匈牙利海关统计数据研究了多产品企业的出口持续时间，此时贸易关系的持续时间是指企业出口一个特定产品到目的市场的持续时间，即贸易关系表示为企业-产品-国家的组合。

进一步, 贸易关系持续时间存在负时间依存性(negative duration dependence)得到绝大多数文献的支持, 具体是指随着贸易关系持续时间的增长, 贸易关系失败的危险率(hazard rate)会下降, 即如果一个产品或企业能持续出口或进口超过几年, 那么此后它停止出口或进口的风险就会下降。Besedeš and Prusa(2006a)指出美国进口贸易关系在第一年危险率很高, 多数贸易关系在第4年后失败了, 但是在第4年之后失败的危险率迅速下降, 呈现明显的负时间依存性, 文章还进一步指出这是一种典型的门槛效应(threshold effect), 即贸易关系一旦建立且持续超过几年, 就倾向于持续更长的时间。Brenton *et al.* (2009)也发现负时间依存性的存在。Esteve-Pérez *et al.* (2007)和Esteve-Pérez *et al.* (2011)对西班牙企业出口持续时间的研究也发现持续时间在4-5年后失败的危险率显著下降。

我们更为感兴趣的是, 究竟哪些因素影响了贸易关系持续时间? 现有文献大多认为可以从以下几个层面进行解释: (1) 国家层面特征, 包括引力变量、国家风险和制度质量等因素。多数文献引入的引力变量包括国家规模、距离、贸易国是否接壤, 是否有共同语言, 是否存在殖民地关系等。传统引力变量成功解释了双边贸易流量, 对贸易关系的持续时间也有类似的影响 (Besedeš and Prusa, 2006b; Hess and Persson, 2010b)。Obashi(2009)对东亚地区出口贸易的研究中引入了国家信用等级(country credit rating)变量, 指出信用等级高的国家, 出口危险率较小, 从而贸易关系的持续时间较长; Besedeš and Blyde(2010)则使用国际国家风险指南(ICRG)数据库引入了法律规则(rule of law)指数变量, 它反映了贸易合同执行的程度, 结果表明其与贸易关系持续时间正相关。(2) 企业层面特征, 包括与贸易相关的企业特征和其他企业特征。在出口企业的特征变量中, 企业出口的初始贸易额越大, 表明企业对这个贸易关系有更大的信心, 与出口持续时间呈正相关(Esteve-Pérez *et al.*, 2011); 出口市场多元化和出口产品多样化的企业在面临外部冲击时可以有更多的选择, 从而分散了企业出口风险, 降低了贸易关系的失败风险(Volpe and Carballo, 2009; Esteve-Pérez *et al.*, 2011)。在其他企业特征中, 企业规模和生产率与出口持续时间正相关, 而企业的成立时间与出口持续时间负相关(Esteve-Pérez *et al.*, 2007; Volpe and Carballo, 2009; Besedeš and Nair-Reichert, 2009)。

不难看出, 贸易关系持续时间是贸易增长中集约边际的重要组成部分, 因此, 研究企业出口持续时间问题对于思考如何保障出口贸易持续平稳发展具有重要意义。然而, 国内外学术界目前还缺乏从企业层面上对中国企业出口持续时间的研究, 致使我们对中国企业出口生存动态了解甚少。本文的贡献主要体现在: 首先, 与已有研究不同, 我们将研究视角集中于发展中大国, 通过 2000-2005 年中国工业企业数据库和海关数据库的匹配数据, 首次较为全面地呈现中国企业出口持续时间分布特征; 其次, 我们有效克服了连续时间 Cox 比例风险模型的缺陷, 构建离散时间生存分析模型分析中国企业出口持续时间的决定因素, 同时考虑了中国经济存在区域不平衡和多种所有制类型等特定的经济背景和制度差异, 为中国出口持续平稳发展提供丰富的政策含义。

## 二、中国企业出口持续时间的分布估计

### (一) 数据处理

我们定义企业出口持续时间为某一企业从进入某一国外市场到退出该市场(中间没有间隔)所经历的时间, 根据贸易统计数据特征, 持续时间通常用年来衡量。从企业-目的国出口关系的年度数据, 我们得出了企业连续出口到特定目的国的持续时间, 即企业 *i* 从开始出口至国家 *j* 到停止对其出口(中间未间断)所经历的年数。企业停止对某个市场出口的事件称之为“失败”(failures)。关于数据处理有两点需要说明: (1) 数据删失问题。由于我们的样本数据是 2000—2005 年, 因此无法知道样本数据时间之外企业的出口状况, 即如果企业在 2000 年有出口, 那么我们就不能知道企业确切的出口时间, 如果忽略了这个问题, 就会低估贸易的持续时间, 即所谓的左删失(left censoring)问题。我们的做法是去掉左删失的观测值, 即所选取的是在 2000 年没有出口, 而在 2001-2005 年间有出口的企业。因此,

本文中企业最长出口持续时间为 5 年。如果企业在 2005 年有出口，同样不能知道企业确切的出口停止时间，即所谓右删失 (right censoring) 问题，而文章使用生存分析方法可以恰当地处理数据右删失问题。(2) 多个持续时间段 (multiple spells) 问题。在一定时期内，企业对某一市场连续出口一段时间，退出该市场后 (至少一年)，有可能再次进入该市场，所以同一贸易关系可能会存在多个持续时间段。Besedeš and Prusa (2006b) 分析表明，无论同一贸易关系经历了多个持续时间段均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，贸易关系持续时间段长度的分布基本相同。因此，在针对所有样本的估计中，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。

文章样本数据来源于 2000—2005 年中国海关数据库和中国工业企业数据库。首先，将海关数据库与工业企业数据库进行匹配。我们先把海关数据库的月度数据汇总成年度数据并筛选出了 2000 年未出口而在 2001—2005 年有出口的企业及相应的出口目的国或地区，然后参照 Upward *et al.* (2010) 的方法，通过与工业企业数据库的公共字段 (企业名称) 进行匹配<sup>①</sup>。在对接两个数据库之后，最后得到 2000、2001、2002、2003、2004 和 2005 年的企业数量分别为 22631、26038、30629、37103、42259 和 44136 家。对接后的数据库包含原海关数据中出口额的 60%。由此，我们最终得到了 57149 个出口企业和 140 个目的国，共 471279 个出口企业和相应目的国的组合 (贸易关系)。

其次，我们对企业连续出口的年份进行统计，得出了企业出口到特定目的国的持续时间，定义了每一个时间段的结局变量 (outcome variable)<sup>②</sup>，并且对同一贸易关系中多个持续时间段进行标记，最终得到 494749 个持续时间段，其中约有 5% 的贸易关系存在 2—3 个持续时间段，相应的统计分析如表 1 所示。

表 1 贸易关系存在的类型

贸易关系存在的类型	观察值个数	百分比 (%)	累计百分比 (%)
连续 5 年存在的贸易关系	8678	1.84	1.84
连续 4 年存在的贸易关系	17780	3.77	5.61
连续 3 年存在的贸易关系	36985	7.85	13.46
连续 2 年存在的贸易关系	121877	25.86	39.32
连续 1 年存在的贸易关系	262765	55.76	95.08
多个持续时间段的贸易关系	23194	4.92	100
总计	471279	100	—

数据来源：2000-2005 年中国海关数据库和中国工业企业数据库

## (二) 企业出口生存函数的估计

生存分析中通常用生存函数 (生存率) 或危险函数 (危险率) 来描述生存时间的分布特征。我们构建企业的出口生存函数和危险函数估计中国企业出口持续时间的分布特征。令  $T$  代表企业在某一特定国外市场上的生存时间，取值为  $t=1,2,3,\dots$ ， $i$  表示一个特定的贸易关系持续时间段，如果一个持续时间段是完整的，记为  $c_i = 1$ ，右删失则记为  $c_i = 0$ 。相应的生存函数 (survivor function) 表示企业对某一市场出口持续时间超过  $t$  年的概率，即

$$S_i(t) = pr(T_i > t) \quad (1)$$

生存函数的非参数估计则由 Kaplan-Meier 乘积限估计式给出：

$$\hat{S}(t) = \prod_{k=1}^t \frac{n_k - d_k}{n_k} \quad (2)$$

(2) 式中  $n_k$  是指在  $k$  期处于危险状态中的企业—目的国时间段的个数， $d_k$  代表同期观测到的失败对象的个数。

危险函数 (hazard function) 表示企业在  $t-1$  期出口的条件下，在  $t$  期停止出口的概率，

$$h(t) = \frac{pr(t-1 < T \leq t | T > t-1)}{pr(T > t-1)} = \frac{pr(t-1 < T_i \leq t)}{pr(T_i > t-1)} \quad (3)$$

① 同时出现在海关数据库和工业企业数据库中的企业必然不是纯粹的贸易中间商，因此留下来的样本就是剔除了中间商的样本。其中，中间商占总贸易额份额 2000-2005 年分别为 35%、32%、29%、26%、24% 和 22% (Ahn, J.B., *et al.*, 2011)。

② 结局变量反映失败事件是否发生，为二分类的变量，失败事件发生 failure=1，没有发生 failure=0 (右删失)。

即危险函数的非参数估计表示为：

$$\hat{h}(t) = \frac{d_k}{n_k} \quad (4)$$

基于 Kaplan-Meier 乘积限估计式，我们分别对中国工业企业出口生存函数做了总体估计、分区域估计和分企业所有制的估计。

#### 1. 企业出口生存函数的估计：总体估计

表 2 给出了基于所有贸易关系的第一个持续时间段(First spell)、只有一个持续时间段的贸易关系(One spell only)以及全部样本(Full sample)的生存函数估计，三者的估计结果基本是一致的。企业出口持续时间的均值为 1.6 年，中位值为 3 年，持续时间超过 1 年的贸易关系约为 67%，即有 33%的贸易关系在第 1 年后就结束了，持续时间超过 3 年的贸易关系约为 47%，即 53%的企业在对某一市场连续出口 3 年后停止了对其出口。图 1 给出了更为直观的 Kaplan-Meier 生存函数的生存曲线图及危险率曲线图。从图 1(a)可以看出，生存曲线呈下降趋势，且随着持续时间的延长，生存率趋于稳定。图 1 (b) 的风险率曲线表明贸易关系在企业出口第一年后面临着较高的风险率，之后迅速下降，因此贸易关系失败的概率在贸易初期是最高的，出口持续时间的危险函数呈现明显的负时间依存性。这种负时间依存性的存在使我们质疑钱学锋和熊平 (2010)提出实施出口多元化市场战略的重要性。理论上，出口市场多元化确实是增加出口的可选择策略，但企业贸易关系失败的危险率在贸易初期最高，因而单纯促进出口市场多元化并不一定能够保障出口贸易的稳定发展，相较而言，亦应考虑贸易关系持续时间问题。<sup>①</sup>正如陈勇兵等 (2012) 所表明：2000—2005 年间，新进入出口市场的企业所引发的出口额增加小于持续出口者对增长的贡献，说明前者的出口能力远小于在市场上持续存在的企业，即中国出口的快速增加仍主要由持续存在企业贸易量的扩大所实现的。

表 2 中国企业出口生存函数的估计

		生存时间		KM 法估计的生存率		持续时间段 的个数	失败事件 的个数	贸易关系 的个数
		均值	中位值	1 年	3 年			
总体估计	First spell	1.62	3	0.666	0.464	471279	202084	471279
	One spell only	1.63	3	0.689	0.497	448085	178890	448085
	Full sample <sup>②</sup>	1.60	3	0.672	0.471	494749	207452	471279
分地区估计	东部地区	1.6	3	0.688	0.486	455901	188388	434257
	中部地区	1.5	2	0.608	0.384	24369	12098	23282
	西部地区	1.5	2	0.633	0.413	14479	6966	13740
分所有制估计	国有企业	1.6	2	0.585	0.328	32941	18468	30929
	集体企业	1.6	2	0.597	0.349	41902	23049	39200
	私营企业	1.5	4	0.723	0.558	127094	43883	123449
	三资企业	1.6	3	0.689	0.490	291602	120855	276491

<sup>①</sup> Besedeš and Prusa (2008) 分析 1995-2003 年 46 个出口国的贸易数据发现，所有国家都经历了沿着扩展边际增长，但是新建贸易关系较之已有贸易关系更容易消失。发展中国家尤其如此，其绝大多数新建贸易关系会在较短时间内失败。

<sup>②</sup> 在我们看来，钱学锋和熊平 (2010)得出这一结论的实证支撑是值得商榷的：其一，外部冲击对集约边际的负面冲击可能正是扩展边际增长的原因，具有内生性；其二，外部冲击带来扩展边际增长可能只是短期效应，在外部冲击一定时期后，由于负时间依存性的存在，可能会导致更多企业死亡，并且中长期里对外贸易会重新恢复到集约边际增长上，该文未考虑到外部冲击的这种滞后效应。

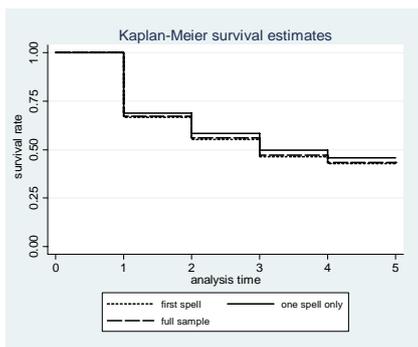


图 1 (a) 出口持续时间的生存曲线

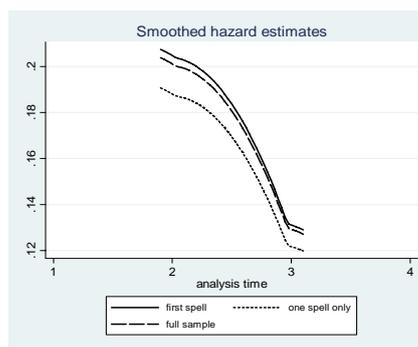


图 1 (b) 出口持续时间的风险率曲线

## 2. 企业出口生存函数的估计：分地区估计

中国出口一个显著特征是主要集聚在东部地区。对中国东、中、西部地区出口企业的生存率进行分类估计发现，各地区之间的企业出口持续时间存在较大差异，东部显著高于中西部，如表 2 所示。东部地区企业出口持续时间平均值和中位值分别为 1.6 年和 3 年，高于中西部地区。在生存率上，东部地区有 68.8% 的企业出口持续时间超过 1 年，比中、西部地区分别高近 13.2% 和 8.7%，但是超过 3 年的占 48.6%，这远高于中、西部地区，分别达到 26.6% 和 18.2%。这表明东部地区企业出口持续时间相较于中西部地区而言，随着持续时间延长，生存率间的差异会更大，也反映了东部地区企业出口的生存能力更强。另外，从图 2 的东、中、西部地区出口企业的生存曲线图也可以直观的看出，东部地区企业的生存曲线明显高于中西部地区，而西部地区与中部地区的生存曲线基本相同。究其原因可能在于：首先，中国参与世界贸易主要是通过海洋运输方式进行的，而东部地区拥有港口等海洋贸易的基础，从而具有中西部地区无法比拟的地理优势。其次，东部地区较早实行对外开放政策，其经济发展水平和参与对外贸易的经验都明显优于中西部地区。此外，国内严重的地方保护主义割裂了国内市场，致使跨区域贸易不仅壁垒较高且风险很大，这迫使东部地区的众多企业更多地转向国外市场(朱希伟等，2005)。

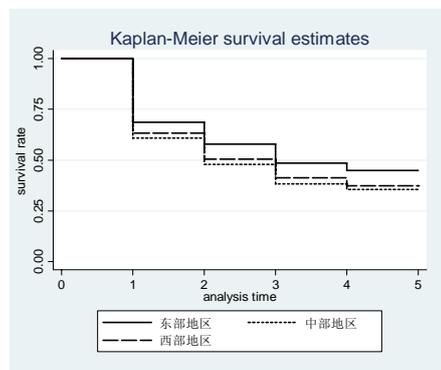


图 2 东、中、西部地区企业出口的生存曲线

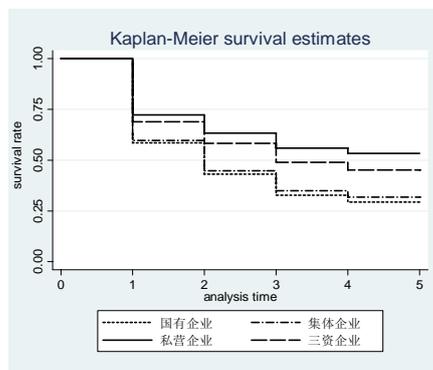


图 3 不同所有制企业出口的生存曲线

## 3. 企业出口生存函数的估计：分企业所有制估计

作为一个经济转型中的大国，中国与一般市场经济体的一大差异就是企业产权制度的多样化，且得到法律制度的确认。但是，现有研究都未给予企业所有制差异以足够关注。我们对不同所有制企业出口持续时间进行估计，发现私营企业和“三资企业”（外商独资企业、中外合资企业、中外合作企业）的生存率明显高于国有企业和集体企业，且高于全国总体水平，如表 2 所示。尤其是私营企业，其中位持续时间为 4 年，72.3% 的企业出口持续时间超过了 1 年，55.8% 的企业出口持续时间超过了 3 年，进一步分析还发现，在生存率上，随着出口持续时间的延长，私营企业与其他所有制企业间的生存率差异更大，反映了私营企业在国际市场有较强的竞争力，这与私营企业较高的生产率和灵活的管理机制有关。三资企业的生存

率略低于私营企业，这可能与国家政策变化有关，2001年中国“取消了关于外资企业必须全部或大部分产品用于出口的规定”（裴长洪，2008）。这使外资企业转而将国内市场视为首选目标，进而导致企业出口倾向有所下降。但是“三资企业”以其与国外市场有更多联系的优势，其出口生存率仍然明显高于国有企业和集体企业，图3的生存曲线更直观的说明了这一点。令人堪忧的是国有企业和集体企业出口持续时间超过3年的分别仅为32.8%和34.9%，相较于出口持续时间超过1年的比例而言，下降的幅度分别高达43.9%和41.5%，这说明随着出口持续时间的延长，大量的国有企业和集体企业退出了出口市场。一个可能的解释是国有企业依靠国家政策的扶持以及对资源的垄断，利润较高，由于国际市场竞争较为激烈没有经营特权，因此，经营效率较低的国有企业出口持续时间较短。

#### 四、中国企业出口持续时间的决定因素

##### （一）计量模型设定

多数文献在研究贸易关系持续时间的决定因素时使用连续时间Cox比例危险模型(Cox proportional hazards models)<sup>①</sup>，Hess and Persson(2010a)指出Cox模型在分析贸易关系持续时间的决定因素时存在三大缺陷：其一，Cox模型在贸易关系持续时间出现结点(ties)问题时，会引起有偏误的系数估计。具体来讲，由于数据记录方式的缘故，在数据中往往存在时间结点，贸易关系的持续时间通常以年为单位，实际上贸易可能只在一年中的某些天发生，这表明可观测到的贸易关系持续时间实际上被分为以年为单位的几个区间，而Cox模型却假设持续时间可以取任意的正值，如果只有较少的时间区间或者时间单位较大时，很多贸易关系会在同一精确的时间终止，结点数量会很高，严格来说使用连续时间模型是不恰当的。Kalbfleisch and Prentice (1980)也指出结点会使回归系数的估计产生渐进误差。其二，Cox模型难以控制不可观测异质性(unobserved heterogeneity)。不可观测异质性体现在对个体收集信息时未被测量出的影响生存时间的协变量的效应，在对贸易关系持续时间的研究中表现为可能影响贸易关系持续时间的其他不可观测的变量对持续时间的影响。忽略对不可观测异质性的控制会引起伪时间依存性(spurious negative duration dependence)和参数估计的偏误(Salant, 1977; Vaupel *et al.* 1979; Vaupel and Yashin, 1985)。其三，Cox模型在使用时必须满足比例危险的假设，即两个个体之间的危险率之比不随时间的改变而改变。

Hess and Persson(2010a)同时指出离散时间模型是Cox模型更恰当的替代方法。具体来看，在离散时间模型中，可以令 $T_i$ 表示某一贸易关系的持续时间，为一连续的非负随机变量，贸易关系持续时间分析的核心问题就是一个特定的贸易关系在给定的时间区间 $[t_k, t_{k+1})$ 内中止的概率， $k=1, 2, \dots, k^{\max}$ 且 $t_1=0$ ，这一概率称为离散时间危险率，基本形式可设定为：

$$h_{ik} = P(T_i < t_{k+1} | T_i \geq t_k, x_{ik}) = F(x'_{ik}\beta + \gamma_k)$$

其中， $i$ 代表一个特定贸易关系的持续时间( $i=1, \dots, n$ )， $x_{ik}$ 为时间依存协变量， $\gamma_k$ 是基准风险函数，它是时间的函数，因此，危险率 $h_{ik}$ 在不同的时间区间内是不同的， $F(\square)$ 为分布函数，它对所有的 $i$ 和 $k$ 都有 $0 \leq h_{ik} \leq 1$ 。引入二元变量 $y_{ik}$ ，即如果时间段 $i$ 在第 $k$ 年停止了，取值为1，否则就取0。根据Jenkins(1995, 2005)可得到：

$$\ln L = \sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^{k_i} [y_{ik} \ln(h_{ik}) + (1 - y_{ik}) \ln(1 - h_{ik})]$$

因此，离散时间危险模型可用二元因变量(binary outcomes)的方法进行估计(Jenkins,

<sup>①</sup> Besedeš and Prusa(2006b)首次使用Cox比例危险模型研究产品差异化对美国进口贸易持续时间的影响，随后很多文献使用同样的模型研究贸易关系持续时间的决定因素，如Volpe and Carballo(2009)对秘鲁、Besedeš and Nair-Reichert(2009)对印度企业、Besedeš and Blyde(2010)对拉丁美洲地区出口持续时间的研究等。

1995)。为了估计模型的参数，需要设定危险率  $h_{ik}$  的函数形式，通常应用的函数形式是  $h_{ik}$  服从正态分布、logistic 分布或者极值分布，分别对应 probit 模型、logit 模型和 cloglog (complementary log-log)模型，它们都具有 Cox 模型的优点，能有效解决右删失问题和基准风险函数的非参数估计。<sup>①</sup>

鉴于离散时间模型可以避免连续时间 Cox 模型的缺陷，我们构建了离散时间生存分析模型，从而能更准确地估计各因素对贸易关系持续时间的影响。离散时间生存分析模型基本设定如下：

$$\ln[h_{ik}(t, X)] = \gamma_i + \beta'X + u \quad (5)$$

其中，协变量  $X$  是解释变量的集合，包括影响贸易关系失败危险率的各个因素， $h_{ik}(t, X)$  表示具有协变量  $X$  的个体在时刻  $t$  的危险率， $\beta$  是待估计的回归系数， $\gamma_i$  是随时间变化的基准危险函数， $v$  表示企业-目的国组合不可观测异质性，误差项  $u = \ln(v)$ ，并且  $u \sim N(0, \sigma^2)$ ，用于控制企业-目的国组合不可观测异质性。

## (二) 变量的选取

离散时间模型为二项选择模型，此时一个贸易关系每一年度的数据都作为一个观测值出现，如果一段贸易关系持续时间  $i$  是删失的，那么  $i$  中的每一年的被解释变量 (OUTCOME) 都取值 0；如果  $i$  是完整的 (“失败”事件发生)，则  $i$  的最后一年记为 1，其余为 0。我们把解释变量分为出口目的市场的国家特征变量和企业特征变量。

### 1. 目的市场的国家特征变量

在国家层面的影响因素中，我们依据 OECD 国家风险分类法引入国家风险变量<sup>②</sup>，预期其对贸易关系持续时间有负向影响，即，出口目的国的风险越高，贸易关系越不稳定。多数文献都引入了引力变量，包括国家规模、出口目的市场是否为内陆国、与贸易国是否接壤、是否有共同语言等。国家规模一般用一国 GDP 来表示，通常国家规模越大，则双方贸易关系的持续时间越长。在以往的贸易文献中，两国之间距离短、有共同语言或者共同边境，我们通常认为这能降低贸易成本。因此，有足够的理由假定，在其他条件相等的情况下，高贸易成本会使得贸易关系在面对外部冲击更加脆弱，增加失败的风险。因此，我们预期距离会增加失败风险，而共同语言和共同边境可以降低失败风险。而与内陆国家的贸易关系持续时间通常较短(Esteve-Pérez *et al.*, 2011; Fugazza and Molina, 2011)。

同时，我们采用出口目的国完成进口程序所需时间作为固定贸易成本的代理变量。在本文中，我们不采用 DB 数据库提供的出口所需单据变量，因为对于具有一样的清关程序的国家来说，出口所需的单据数目可能不一样，而且该变量与出口所需时间的变量存在较高的相关性，因此加入该变量可能会使得计量结果存在偏误。Doing Business 数据库提供了所有 96 个国家的数据，其中跨境贸易变量的数据从 2006 年开始记录。由于固定成本在研究样本期间变化较小，因此本文采用 2006 年该变量数据作为整个样本期间的取值。由于固定贸易成本对出口持续时间有抑制作用，因此预期其影响为负。

### 2. 企业特征变量

在出口企业的特征变量中，出口企业由于缺乏完善的信息，于是在开始交易时往往金额比较小，随着双方建立信任关系，交易额才会比较大(Rauch and Watson, 2003)。因此，企业出口的初始贸易额越大，交易双方彼此的信任度越高，贸易持续期也越长(Besedeš and Prusa, 2006b; Hess and Persson, 2010b; Esteve-Pérez *et al.*, 2011)，我们预期其对出口持续时间有正向影响。

企业的出口目的国数目及出口产品种类数量，分别反映了企业出口的市场多元化和产品

<sup>①</sup> Sueyoshi(1995)对二元因变量模型在生存分析中的应用进行了详细的讨论。

<sup>②</sup> OECD 国家风险分类从 0 (最小风险) 排序至 7 (最大风险)，而且一年之内有多次调整，我们使用样本期内各国国家风险的年度平均值。数据来源参见 [http://www.oecd.org/document/49/0,3343,en\\_2649\\_34169\\_1901105\\_1\\_1\\_1\\_37431.00.html](http://www.oecd.org/document/49/0,3343,en_2649_34169_1901105_1_1_1_37431.00.html)。

多样化程度,出口结构多样化的企业在面临外部冲击时可以有更多的选择,从而分散了企业出口风险,降低了贸易关系的失败风险(Volpe and Carballo,2009; Esteve-Pérez *et al.*,2011)。同时,出口市场多元化和出口产品多样化的企业可以从知识外溢中获益,因为这些企业可获得更多在海外市场出口的信息,来改善企业的出口绩效,从而延长了出口持续时间(Hess and Persson, 2010b)。因此,预期它们对出口持续时间的影响为正。

在其他的企业特征变量中,规模大和成立时间长的企业,有丰富的经验和资源,会提高企业在出口市场上的生存率(Besedeš and Nair-Reichert,2009;Esteve-Pérez *et al.*,2011),我们预期其对出口持续时间有正向影响。Esteve-Pérez *et al.* (2007)、Besedeš and Nair-Reichert(2009)以及 Görg *et al.* (2008)的研究都表明企业生产率与出口持续时间正相关,我们同样预期生产率高的企业会有更长的出口持续时间。外资参与企业通常与外国企业有更多的联系,更了解出口市场,有利于与国外维持稳定的贸易关系(Görg *et al.*2008),从而贸易关系的持续时间更长。如果企业在出口的同时也有进口,即存在双向贸易,存在双向贸易的企业有更充分地参与国际市场的经验,从而更能与贸易伙伴国维持长久的贸易关系(Besedeš and Nair-Reichert,2009),我们预期其影响为正。同时,我们还引入了企业是否为国有企业的虚拟变量,以验证企业所有制对出口持续时间的影响。

此外,需要说明的是,本文采用随机效应模型来控制企业-目的国组合(firm-destination combinations)的不可观测异质性。<sup>①</sup>同时还加入时间、区域和行业的控制变量来控制不同时间、区域和行业对出口持续时间的影响。<sup>②</sup>

### (三) 计量结果

首先,基于 K-M 生存曲线对影响因素做直观的初步判断。我们发现,出口到规模大的目的市场,贸易关系的生存率明显较高;出口到高风险国家,不利于贸易关系的维持;国有企业相比非国有企业的生存率明显较低,其相应出口持续时间较短。<sup>③</sup>

进一步地,基于(5)式离散时间生存分析模型,我们估计了各因素对贸易关系失败危险率的影响。所有结果均给出的是各因素的危险比率(hazard ratios)即系数的指数形式。危险比率小于1,说明该因素的存在会降低贸易关系失败的危险,从而延长贸易关系的持续时间;危险比率大于1说明该因素增加了贸易关系失败的危险,从而降低贸易关系持续时间;危险比率等于1表明该因素对贸易关系持续时间没有影响。

#### 1. 总体检验

表3中的第(1)、(2)、(3)列为未控制不可观测异质性模型的回归结果,而第(4)、(5)、(6)列则是控制了不可观测异质性模型的回归结果。在分别控制了不可观测异质性的随机效应probit、logit和cloglog计量模型结果中,我们发现似然比检验均拒绝了企业-目的国组合不存在不可观测异质性的原假设。毫无疑问,控制了不可观测异质性模型的对数似然值明显增大。同时,不可观测异质性对于模型设定的相对重要性由表3中的 $\rho$ 给出, $\rho$ 值显示了由不可观测异质性的引起的方差近似占总误差方差的比例的75%,因此在模型中必须考虑不可观测异质性。而从加入不可观测异质性的后三列模型结果中得知probit模型的对数似然值最大,cloglog模型的对数似然值最小。由此得出,控制了不可观测异质性的probit模型最为合适。由于三个模型估计结果一致,下文我们仅对该模型结果进行解释说明。

从表3的总体检验结果我们发现,国家层面的因素对贸易关系持续时间的影响,所有变量都与预期是一致的且显著。出口到经济规模(GDP)大的国家或地区会降低贸易关系失败的危险率,因此贸易关系的持续时间更长,这与理论预期及K-M生存曲线的初步判断相一致。如果出口目的国或地区为内陆国家或地区(LAND),则会有较短的出口持续时间。如

① 由于在我们的模型中,存在较多非时变变量,比如,距离、固定贸易成本、是否有共同语言等,固定效应估计不能估计非时变变量的效应,因此,在本文中我们使用随机效应离散时间生存分析模型。

② 限于篇幅,主要变量的描述性统计参见[工作论文](#)。

③ 限于篇幅,我们对各个变量分组绘制了对应的K-M生存曲线,详见[工作论文](#)。

果中国与其贸易伙伴有共同的边境 (CONTIGUITY) 或有共同语言 (COML), 双方的贸易关系会持续更长时间。双边距离 (DIST) 和固定贸易成本 (TIME) 都提高了贸易关系失败的危险率, 这表明贸易成本的增加降低了贸易关系的持续时间。我们发现, 传统引力模型变量对于贸易关系持续时间的影响与其对于贸易流量的影响类似。此外, 国家风险变量 (RISK) 与贸易关系的持续时间负相关, 说明如果企业出口到较高风险的国家或地区, 双方贸易更容易中断。

表 3 同时给出了企业特征变量对贸易关系持续时间影响的估计结果。我们发现, 企业与目的市场的初始贸易额 (EXPV) 越大, 双方的贸易关系持续时间会较长。企业出口目的国数目 (DESNUM) 与贸易关系持续时间正相关, 表明企业出口市场的多元化提高了贸易关系持续的时间。<sup>①</sup>这与理论预期及 K-M 生存曲线的初步判断也是一致。另外, 企业规模 (SIZE) 与出口持续时间正相关, 说明规模较大的企业更能在国际市场上持续生存。外资参与企业 (FOREIGN) 其贸易关系失败的危险率会降低 13%, 因此会有较长的出口持续时间。<sup>②</sup>以上实证结论与多数文献的结论是一致的 (Esteve-Pérez *et al.*, 2007; Görg *et al.*, 2008; Esteve-Pérez *et al.*, 2011)。是否为国有企业的虚拟变量 (STATEOWN) 对贸易关系的持续时间影响为负, 国有企业比非国有企业面临的危险率要高 26%, 这说明如果出口企业是国有企业, 则其出口持续时间会显著较短, 这与上文 K-M 生存曲线的初步判断是一致的。如果企业存在双向贸易, 危险率会下降 17%, 因此贸易关系的持续时间较长, 说明在国际市场上既有出口又有进口的企业更易于生存。

另外, 企业成立的时间 (AGE) 与我们的预期相反, 一个可能的解释是老企业比新企业有更多的出口市场, 进而可以在不同的市场间转换, 从而降低了在特定市场上的出口持续时间 (Esteve-Pérez *et al.*, 2011)<sup>③</sup>; 企业出口产品种类数目 (PRONUM) 与出口持续时间呈现负相关关系, 这与我们的预期并不一致, 一个可能的解释是, 贸易自由化促使企业专注于其核心能力 (core competencies) 的生产, 多产品出口企业在参与国际竞争时会减少其产品种类与范围 (Bernard *et al.*, 2011), 因此, 这可能造成企业多元化与核心能力的冲突, 最终反而不利于其在国际市场上的生存。

值得注意的是: 在未控制不可观测异质性 probit 检验中, 企业生产率 (PROD) 对出口持续时间有负向影响, 而 logit 和 cloglog 模型中企业生产率对出口持续时间没有显著影响; 但是一旦控制不可观测异质性, 我们发现这个“生产率悖论”就不存在了, 即生产率高的企业其出口持续时间也会较长。

表 3 企业出口持续时间的因素决定: 总体检验

	未控制不可观测异质性模型			控制不可观测异质性模型		
	Probit	Logit	Cloglog	Probit	Logit	Cloglog
GDP	0.928*** (-55.38)	0.882*** (-56.12)	0.902*** (-58.03)	0.851*** (-48.36)	0.753*** (-48.61)	0.814*** (-49.45)
LAND	1.134*** (15.16)	1.226*** (14.99)	1.161*** (14.57)	1.284*** (12.25)	1.553*** (12.28)	1.358*** (12.23)
CONTIGUITY	0.886*** (-16.53)	0.816*** (-16.58)	0.848*** (-16.69)	0.796*** (-12.57)	0.670*** (-12.69)	0.751*** (-12.66)
COML	0.969*** (-4.43)	0.949*** (-4.40)	0.959*** (-4.36)	0.915*** (-4.98)	0.857*** (-5.00)	0.892*** (-5.18)
RISK	1.017*** (13.85)	1.028*** (13.47)	1.021*** (12.70)	1.036*** (11.61)	1.064*** (11.73)	1.045*** (11.77)
DIST	1.050*** (17.06)	1.085*** (16.86)	1.070*** (17.03)	1.095*** (12.88)	1.174*** (13.04)	1.125*** (13.22)
TIME	1.040*** (9.33)	1.071*** (9.86)	1.059*** (10.30)	1.080*** (7.45)	1.143*** (7.47)	1.104*** (7.70)
EXPV	0.878*** (-151.44)	0.804*** (-149.64)	0.844*** (-155.47)	0.767*** (-117.16)	0.627*** (-117.64)	0.711*** (-119.60)

① Volpe and Carballo(2009)、Tovar and Martínez(2011)以及 Jaud and Kukenova (2011) 的实证结果支持了该论断。

② Besedeš and Nair-Reichert(2009)和 Görg *et al.* (2008)的实证结果支持了该结论。

③ Esteve-Pérez *et al.*(2011)得出了同样的结论, 但 Besedeš and Nair-Reichert(2009)的结论却刚好相反。

DESNUM	0.863*** (-69.99)	0.782*** (-70.09)	0.822*** (-70.51)	0.726*** (-63.98)	0.570*** (-64.56)	0.663*** (-65.55)
PRONUM	1.006*** (3.22)	1.010*** (3.14)	1.008*** (3.25)	1.038*** (8.41)	1.068*** (8.51)	1.049*** (8.54)
SIZE	0.986*** (-8.03)	0.974*** (-9.05)	0.975*** (-11.05)	0.976*** (-5.90)	0.959*** (-5.90)	0.968*** (-6.29)
PROD	1.004** (2.25)	1.004 (1.13)	0.998 (-0.84)	0.983*** (-3.80)	0.971*** (-3.88)	0.977*** (-4.18)
AGE	1.035*** (14.25)	1.061*** (14.45)	1.050*** (14.88)	1.031*** (5.12)	1.054*** (5.15)	1.040*** (5.36)
FOREIGN	0.943*** (-14.45)	0.906*** (-14.65)	0.920*** (-15.25)	0.868*** (-14.85)	0.780*** (-14.92)	0.835*** (-15.03)
STATEOWN	1.145*** (18.32)	1.253*** (18.49)	1.198*** (19.16)	1.262*** (13.19)	1.506*** (13.22)	1.334*** (13.19)
TWOWAY	0.934*** (-16.96)	0.889*** (-17.48)	0.905*** (-18.44)	0.829*** (-20.00)	0.719*** (-20.14)	0.784*** (-20.72)
YEAR	YES	YES	YES	YES	YES	YES
REGION	YES	YES	YES	YES	YES	YES
INDUSTRY	YES	YES	YES	YES	YES	YES
$\rho$				0.762*** (0.000)	0.748*** (0.000)	0.752*** (0.000)
$N$	637892	637892	637892	770304	770304	770304
Log Likelihood	-369002.7	-368989.3	-369395.27	-341275.9	-341279.79	-341884.37

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示参数的估计值在 1%、5%、10% 的统计水平上显著，括号内数值为 t 统计值；“YES”表示对时间、区域与产业进行了控制，估计结果仍然给出的是系数的指数形式； $\rho$  表示的是企业不可观测异质性的方差占总误差方差的比例，该值的显著性用于衡量模型控制不可观测异质性的必要性， $\rho$  系数对应括号内数值为 P 值。

## 2. 稳健性检验

作为对上述结果的稳健性检验，表4分别给出了每一贸易关系的首个出口持续时间段（First spell）与只有一个持续时间段的贸易关系（One spell only）样本的随机效应离散时间 probit、logit 和 cloglog 模型的估计结果。估计结果仍然给出的是系数的指数形式，结果的含义与表3相同。我们发现，回归结果的符号和显著性都与表3一致，这表明我们的估计结果是稳健的。

表 4 稳健性检验

	First spell			One spell only		
	Probit	Logit	Cloglog	Probit	Logit	Cloglog
GDP	0.848*** (-47.34)	0.749*** (-47.63)	0.812*** (-48.87)	0.832*** (-49.03)	0.724*** (-49.46)	0.793*** (-51.95)
LAND	1.277*** (11.53)	1.541*** (11.57)	1.346*** (11.62)	1.315*** (12.06)	1.628*** (12.14)	1.392*** (12.45)
CONTIGUITY	0.786*** (-12.77)	0.655*** (-12.91)	0.740*** (-12.97)	0.767*** (-13.12)	0.626*** (-13.33)	0.718*** (-13.65)
COML	0.920*** (-4.53)	0.863*** (-4.56)	0.898*** (-4.73)	0.907*** (-4.91)	0.842*** (-4.98)	0.883*** (-5.23)
RISK	1.037*** (11.49)	1.066*** (11.63)	1.046*** (11.73)	1.038*** (11.06)	1.069*** (11.26)	1.047*** (11.51)
DIST	1.105*** (13.56)	1.192*** (13.78)	1.136*** (14.03)	1.103*** (12.41)	1.189*** (12.69)	1.133*** (13.07)
TIME	1.084*** (7.56)	1.151*** (7.57)	1.109*** (7.91)	1.088*** (7.30)	1.157*** (7.29)	1.114*** (7.87)
EXPV	0.758*** (-114.19)	0.615*** (-115.30)	0.704*** (-117.68)	0.751*** (-109.20)	0.605*** (-110.82)	0.697*** (-115.69)
DESNUM	0.700*** (-66.64)	0.533*** (-67.40)	0.636*** (-68.67)	0.674*** (-67.99)	0.499*** (-69.13)	0.609*** (-71.97)
PRONUM	1.058*** (12.07)	1.105*** (12.21)	1.073*** (12.27)	1.062*** (11.94)	1.112*** (12.12)	1.078*** (12.43)
SIZE	0.991** (-2.02)	0.985** (-2.03)	0.986*** (-2.61)	0.986*** (-3.00)	0.977*** (-2.97)	0.980*** (-3.71)
PROD	0.990** (-2.25)	0.981** (-2.42)	0.984*** (-2.82)	0.982*** (-3.63)	0.968*** (-3.78)	0.974*** (-4.33)
AGE	1.066*** (10.38)	1.119*** (10.39)	1.084*** (10.59)	1.075*** (10.91)	1.136*** (11.00)	1.096*** (11.48)
FOREIGN	0.867*** (-14.17)	0.779*** (-14.26)	0.836*** (-14.41)	0.853*** (-14.61)	0.757*** (-14.75)	0.820*** (-15.20)
STATEOWN	1.246*** (11.96)	1.479*** (12.10)	1.310*** (12.05)	1.310*** (13.62)	1.616*** (13.78)	1.390*** (14.06)

TWOWAY	0.825*** (-19.41)	0.714*** (-19.46)	0.782*** (-20.18)	0.811*** (-19.69)	0.693*** (-19.80)	0.767*** (-20.95)
YEAR	YES	YES	YES	YES	YES	YES
REGION	YES	YES	YES	YES	YES	YES
INDUSTRY	YES	YES	YES	YES	YES	YES
$\rho$	0.776*** (0.000)	0.762*** (0.000)	0.766*** (0.000)	0.792*** (0.000)	0.780*** (0.000)	0.781*** (0.000)
<i>N</i>	739782	739782	739782	711747	711747	711747
Log Likelihood	-329698.25	-329744.4	-330238.6	-306015.15	-306020.5	-306057.9

注：同表3。

### 3. 进一步分析

表5前三列给出了我们使用随机效应离散时间 probit 模型估计东、中、西部地区企业出口持续时间决定因素的计量结果，可以看出企业出口持续时间的决定因素存在显著的区域差异。对东部地区和中部地区来说，出口目的市场如果为内陆国(LAND)，则出口持续时间会降低，而对西部地区来说，这一因素似乎不起作用，这与西部地区本身处于内陆地区有关，其出口目的市场主要为内陆国。与出口目的市场有共同语言(COML)能提高东部地区企业的出口持续时间，而这一因素对中西部地区却不起作用。对东部地区来说，国家风险变量(RISK)与出口持续时间负相关，而对中西部地区的影响却不显著。固定贸易成本(TIME)对东部地区的企业有显著的负向影响，对中西部的影响不显著。尤其值得注意的是，在东部地区，企业规模(SIZE)对出口持续时间的影响为正，而对中西部地区的影响不显著。地区差异表现最明显的为企业成立时间(AGE)变量，在东部和中部地区，成立时间长的企业出口持续时间反而较短，我们在上文指出，老企业因为有更多的市场选择，可能造成其在单一市场的出口时间较短。而在西部地区，成立时间长的企业凭借其丰富的市场经验，出口持续时间显著较长。此外，企业是否有外资参与(FOREIGN)对东部和西部地区有显著的正效应，而对中部地区却不起作用。

表5后四列给出了不同所有制企业出口持续时间决定因素的计量结果，可以看出，企业所有制不同，出口持续时间的决定因素也存在差异。共同语言(COML)对“三资企业”的出口持续时间有显著的正效应，而对私营企业的影响效应却为负，对国有企业和集体企业没有显著影响。国家风险(RISK)变量与“三资企业”和私营企业的出口持续时间显著负相关，而对国有和私营企业没有显著影响。尤其值得注意的是企业出口产品种类数目(PRONUM)、生产率(PROD)和成立时间(AGE)三个变量。对国有企业、集体企业和私营企业来说，出口产品种类数目与出口持续时间显著负相关，而对“三资企业”来说，产品种类与企业出口持续时间显著正相关，这说明对于“三资企业”来说，企业出口产品种类数目越多，则企业出口持续时间越长，这符合一般的理论预期。关于企业的生产率，国有企业和“三资企业”的生产率与企业出口持续时间显著正相关，而私营企业的生产率与企业出口持续时间却负相关，而对集体企业，生产率对出口持续时间没有显著影响。另外，国有企业和“三资企业”的成立时间越长，出口持续时间越短，而集体企业和私营企业的成立时间越长，出口持续时间也显著较长。

表5 出口持续时间决定因素的检验：基于不同地区和所有制企业的检验

	分地区检验			分所有制检验			
	东部地区	中部地区	西部地区	国有企业	集体企业	私营企业	三资企业
GDP	0.757*** (-45.69)	0.812*** (-7.49)	0.772*** (-9.54)	0.8772*** (0.0075)	0.9022*** (0.0069)	0.8701*** (0.0050)	0.8784*** (0.0032)
LAND	1.582*** (12.37)	1.511** (2.16)	1.322 (1.50)	1.0728 (0.0570)	1.0924* (0.0505)	1.2271*** (0.0435)	1.0985*** (0.0219)
CONTIGUITY	0.658*** (-12.59)	0.656*** (-3.00)	0.772* (-1.94)	0.9002** (0.0379)	0.9003*** (0.0359)	0.8369*** (0.0247)	0.8111*** (0.0150)
COML	0.865*** (-4.46)	1.025 (0.17)	0.933 (-0.51)	0.9385 (0.0417)	0.9881 (0.0407)	1.0737** (0.0325)	0.9500*** (0.0175)
RISK	1.071*** (12.41)	1.041 (1.57)	0.998 (-0.08)	0.9918 (0.0077)	1.0059 (0.0068)	1.0325*** (0.0052)	1.0218*** (0.0031)
DIST	1.186*** (13.19)	1.254*** (4.10)	1.265*** (4.23)	1.0862*** (0.0217)	1.0234 (0.0186)	1.0275** (0.0138)	1.0474*** (0.0086)

TIME	1.153*** (7.64)	1.023 (0.27)	1.170* (1.86)	1.0212 (0.0291)	0.9925 (0.0245)	1.0023 (0.0183)	1.0365*** (0.0117)
EXPV	0.609*** (-116.86)	0.661*** (-21.36)	0.625*** (-24.29)	0.8693*** (0.0045)	0.8474*** (0.0044)	0.8035*** (0.0033)	0.8201*** (0.0018)
DESNUM	0.608*** (-53.80)	0.718*** (-7.46)	0.555*** (-13.59)	0.7327*** (0.0100)	0.8322*** (0.0096)	0.7630*** (0.0067)	0.7829*** (0.0039)
PRONUM	0.989 (-1.24)	0.930* (-1.71)	1.027 (0.62)	1.0904*** (0.0110)	1.0547*** (0.0103)	1.0721*** (0.0084)	0.9909** (0.0043)
SIZE	0.938*** (-8.38)	1.049 (1.41)	1.000 (-0.00)	0.9815** (0.0087)	1.0486*** (0.0095)	1.0322*** (0.0077)	0.9582*** (0.0038)
PROD	0.998 (-0.20)	1.070* (1.72)	0.976 (-0.64)	0.9030*** (0.0096)	1.0090 (0.0111)	1.0345*** (0.0089)	0.9511*** (0.0036)
AGE	1.082*** (7.19)	1.196*** (4.30)	0.926* (-1.83)	1.0444*** (0.0098)	0.9784** (0.0104)	0.9351*** (0.0079)	1.0557*** (0.0060)
FOREIGN	0.806*** (-12.58)	0.993 (-0.07)	0.773*** (-2.64)				
STATEOWN	1.497*** (11.14)	1.252** (2.43)	1.856*** (6.65)				
TWOWAY	0.781*** (-14.19)	0.824** (-2.44)	0.671*** (-5.10)	0.8599*** (0.0208)	0.9348*** (0.0183)	0.9145*** (0.0132)	0.7876*** (0.0083)
YEAR	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
REGION				YES	YES	YES	YES
INDUSTRY	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
$\rho$	0.747*** (0.000)	0.718*** (0.000)	0.706*** (0.000)				
<i>N</i>	712981	27963	29354	50417	67823	186264	448484
Log Likelihood	-312404.95	-13355.784	-13717.233	-23412.331	-32201.812	-66270.73	-178055.9

注：同表 3。

## 五、结论及启示

本文利用 2000—2005 年中国工业企业与中国海关数据的匹配数据，首先，估计了中国企业出口持续时间。我们发现中国企业出口持续时间同样比较短，出口持续时间均值为 1.6 年，中位值为 3 年，持续时间超过 1 年的贸易关系约为 67%，持续时间超过 3 年的贸易关系约为 47%。贸易关系在企业出口第一年后面临着较高的风险率，之后迅速下降，出口持续时间的危险函数呈现明显的负时间依存性。对不同区域和不同所有制企业出口生存率的分类估计表明：东部地区企业出口持续时间显著高于中西部；私营企业和“三资企业”的生存率明显高于国有企业和集体企业，私营企业的中位持续时间为 4 年，72.3%的企业出口持续时间超过了 1 年，55.8%的企业出口持续时间超过了 3 年，而国有企业出口持续时间超过 3 年的则不到 33%。其次，我们采用离散时间生存分析模型考察了出口持续时间的决定因素。结果发现，传统引力模型变量对于贸易关系持续时间的影响与其对于贸易流量的影响类似，同时，初始贸易额、出口目的市场数目、企业规模、企业生产率、出口产品种类数目和企业的成立时间都会对出口持续时间产生显著影响。此外，我们发现企业出口持续时间的决定因素也存在显著的区域和所有制差异。

### 参考文献

- 陈勇兵、陈宇媚、周世民，2012：《贸易成本、企业出口动态与出口增长的二元边际》，《经济学（季刊）》第4期。
- 谷克鉴、吴宏，2003：《外向型贸易转移：中国外贸发展模式的理论验证与预期应用》，《管理世界》第4期。
- 裴长洪，2008：《我国利用外资 30 年经验总结与前瞻》，《财贸经济》第 11 期。
- 裴长洪、彭磊、郑文，2011：《转变外贸发展方式的经验与理论分析—中国应对国际金融危机冲击的一种总结》，《中国社会科学》第1期。
- 钱学锋、熊平，2010：《中国出口增长的二元边际及其因素决定》，《经济研究》第1期。
- 吴福象、刘志彪，2009：《中国贸易量增长之谜的微观经济分析：1978~2007》，《中国社会科学》第 1 期。
- 朱希伟、金祥荣、罗德明，2005：《国内市场分割与中国的出口贸易扩张》，《经济研究》第12期。
- Ahn, J.B., A.K. Khandelwal and S.J. Wei, 2010, “The role of intermediaries in facilitating trade”, NB ER Working Paper 15706.
- Baldwin, R.E., and P.R. Krugman, 1989, “Persistent trade effects of large exchange rate shocks”, *Quarterly Journal of Economics*, Vol.104(4), PP635-654.
- Bernard, A.B., S.J. Redding and P.K. Schott, 2011, “Multi-product firms and trade liberalization”, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol.126(3): PP 1271-1318.

- Besedeš, T., 2008, “A Search Cost Perspective on Formation and Duration of Trade”, *Review of International Economics*, Vol. 16(5), PP 835–849.
- Besedeš, T. and J. Blyde, 2010, “What Drives Export Survival? An Analysis of Export Duration in Latin America,” Inter-American Development Bank, mimeo.
- Besedeš T. and Nair-Reichert, 2009, “Firm Heterogeneity, Trade Liberalization, and Duration of Trade and Production: The Case of India”, Working Paper.
- Besedeš, T. and Prusa, T.J., 2006a, “Ins, outs, and the duration of trade”. *Canadian Journal of Economics*, 39, 266-295.
- Besedeš, T. and Prusa, T.J., 2006b, “Product differentiation and duration of US import trade”. *Journal of International Economics*, Vol.70, PP329-358.
- Besedeš, T. and Prusa T.J. , 2008, “The Role of Extensive and Intensive Margins and Export Growth,” NBER Working Paper 13628.
- Brenton, P., Saborowski, C. and von Uexküll, E. , 2009, “What Explains the Low Survival Rate of Developing Country Export Flows”, World Bank Policy Research Working Paper No. 4951.
- Cox, D. R. , 1972, “Regression models and life-tables”, *Journal of the Royal Statistical Society (Series B)*, Vol. 34, PP187–220.
- Esteve-Pérez, S., Máñez-Castillejo, J.A., Rochina-Barrachina, M.E., Sanchis-Llopis, J.A., 2007, “A survival analysis of manufacturing firms in export markets”, in: Arauzo-Carod, J.M., Manjón-Antolín, M.A. (Eds.), *Entrepreneurship, Industrial Location and Economic Growth*. Edward Elgar Publishing.
- Esteve-Pérez, Pallardó-López, Requena-Silvente, 2011, “The duration of firm-destination export relationships: Evidence from Spain, 1997-2006”, Working Papers in Applied Economics, WPAE-2011-02.
- Fugazza, M. and Molina, A. C. , 2011, “The determinants of trade survival”, HEID Working Paper No. 05/2009.
- Görg, Holger, Richard Kneller, Balázs Muraközy, 2008, “What Makes a Successful Exporter?” CEPR Discussion Paper 6614.
- Hess, W. and Persson, M., 2010a, “The Duration of Trade Revisited: Continuous-Time vs. Discrete-Time Hazards”, Working Paper 2010:1, Department of Economics, Lund University.
- Hess, W. and Persson, M., 2010b, “Exploring the Duration of EU Imports”, IFN Working Paper No. 849, Lund University, Department of Economics.
- Jenkins, S.P., 1995, “Easy estimation methods for discrete-time duration models”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.57, PP129-138.
- Jenkins, S.P., 2005, Survival Analysis. Unpublished manuscript, Institute for Social and Economic Research, University of Essex, Colchester, UK.
- Kalbfleisch, J. D. and Prentice, R. L. , 1980, *The Statistical Analysis of Failure Time Data*, New York: Wiley.
- Nitsch, V., 2009, “Die Another Day: Duration in German Import Trade”, *Review of World Economics*, Vol.145, PP133-154.
- Obashi, 2009, “Stability of Production Networks in East Asia: Duration and Survival of Trade”, KEIO/KYOTO global coe discussion paper series.
- Rauch, J.E., Watson, J.,2003, “Starting Small in an Unfamiliar Environment”, *International Journal of Industrial Organization* ,Vol.21 (7), PP1021—1042.
- Salant, S. W. , 1977, “Search theory and duration data: a theory of sorts”, *Quarterly Journal of Economics* , Vol. 91, PP39–57.
- Sueyoshi, G.T., 1995, “A Class of Binary responses Models for Grouped Duration Data”, *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 10, PP337-344.
- Tovar and Martínez, 2011, “Diversification, Networks and the Survival of Exporting Firms”, Working Paper , Documento CEDE .
- Vaupel, J. W., Manton, K. G. and Stallard, E. ,1979, “The impact of heterogeneity in individual frailty on the dynamics of mortality”, *Demography*, Vol. 16,PP439–454.
- Vaupel, J. W. and Yashin, A. I. ,1985, “Heterogeneity’s ruses: some surprising effects of selection on population dynamics”, *American statistician*, Vol. 39, PP176–185.
- Volpe, C. and J. Carballo , 2009, “Survival of New Exporters in Developing Countries: Does it Matter How They Diversify?” Inter-American Development Bank Working Paper No. 140.

### **The duration of firm-destination export relationships: Evidence from China**

Chen Yongbing<sup>1</sup> Li Yan<sup>2</sup> Zhou Shimin<sup>3</sup>  
 ( Zhongnan University of Economics and Law)<sup>1,2</sup>  
 (Central University of Finance and Economics)<sup>3</sup>

**Abstract:** The duration of trade relationships has been introduced to study trade dynamics in a new perspective. Based on the matching data of China’s customs database and Chinese industrial enterprise database during 2000-2005, we find that average duration of Chinese exporter is less than 2 years and median one is 3 years. Besides, the hazard rate of trade relationship has prominent negative duration dependence. We further use discrete time duration model to analyze determinants of trade relationship and reach the conclusion that the influences of variables in gravity model on the duration of export are consistent with those on the trade flows, which means that

firm-level characteristics have remarkable influences on trade relationship. At the same time, there exist significant differences in regional and ownership influences on trade duration. Therefore, we suggest that China should establish an effective warning system, deepen existing trade relationship and carry out appropriate trade policies in order to keep stable and continuous export development.

**Keywords:** duration of trade relationship; Cox model; negative duration dependence; discrete time duration model

**JEL Code:** F10, F14, C41

（责任编辑 王利娜）（校对）