

交付滞后、需求不确定性与运输频次^{*}

首陈霄

内容提要:贸易团块是产品以低频次、大批量的形式进行交易的现象,与企业的存货管理有着密切的联系。使用中国海关数据,我们发现对于距离越远的市场,贸易越呈现团块状。我们的理论和实证研究表明,贸易的团块程度和距离之间的关系与需求不确定性密切相关。进一步地,我们发现交付滞后只通过需求不确定性负向影响企业的运输频次。通过分位数回归,我们也验证了交付滞后和需求不确定性只会影响运输频次的下界。研究表明,改善交通设施、提高通关效率等减少运输时间的举措对于企业提高存货周转并进而提高经营绩效有重要的意义。

关键词:交付滞后 需求不确定性 运输频次 物流成本 存货管理

一、引言

已有的文献指出商品的交易是呈现团块(Lumpiness)特征的,即产品以低频次(Infrequency)、大批量(Large Shipments)的形式进行交易。比如,Alessandra et al(2010)使用美国出口数据发现,每年的贸易高度集中在少数几个月中,大部分交易(占比超过85%)集中在少于3个月中。类似的现象也在西班牙的数据(Hornok & Koren, 2015)和法国的数据中发现(Békés et al, 2017)。我们在中国的出口数据中也发现了显著的团块现象。在企业—产品—目的地层面上,一年之中发生交易的月份数平均而言只有2个月。贸易团块现象体现在运输策略上就是低运输频次现象^①。运输策略中的运输频次(或称发货频次)和运输规模(或称订单规模)^②在存货管理中有非常重要的意义(Zipkin, 2000),尤其是对有较长运输时间的外贸企业。举例来说,做进口贸易的企业通常比不从事进口贸易的企业持有较大的存货销售比(Alessandria et al, 2010)。使用2005年中国出口的月度数据,我们发现目的地距离越远国际贸易越呈现团块状。例如,平均而言,出口到日本的企业有70%的贸易量集中在一个月当中,而同样的企业和产品出口到较远距离的智利,其贸易量将近83%集中在一个月当中。那么,为什么企业会随着市场距离调整自己的运输策略,并进而调整其存货管理策略?本文认为,企业针对较远的市场会减少运输频次并增加运输规模是为了避免因为需求不确定性导致的缺货订单累积及由此造成的负面影响。

市场距离直接与交付的滞后性相联系。尽管许多新技术(如集装箱和GPS导航)已经应用在货物运输过程中,但是货物交付的滞后时间(定义为客户的下单时间和客户收到货物的时间之间的间隔)依然很长。Hummels & Schaur(2013)中的统计数据表明,货物从欧洲港口到美国港口需要花费20天,从欧洲港口到日本港口需要30天。由于不可忽视的交货滞后时间,面临着需求不确定的情况下,进口贸易商不得不持有代价高昂的存货以防市场出现缺货的状况。因此,交付的滞后性与存货持有和折旧成本密切相关(Hummels & Schaur, 2013)。Aizenman(2004)、Evans & Harrigan

* 首陈霄,厦门大学王亚南经济研究院,邮政编码:361005,电子邮箱:chenxiaovictory@foxmail.com。感谢厦门大学经济学院教学实验中心李祥老师的技术支持。感谢王璐航、匿名审稿人和编辑部的建设性意见,文责自负。

① 运输频次是单位时间内的运输次数,可以用来衡量贸易团块的程度。考虑到数据的可靠性,文献中常用一年内有贸易的月份数来衡量运输频次。贸易团块程度越高意味着贸易集中在越少的月份当中,运输频次也就越低。

② 给定贸易量,运输规模和运输频次可以分别单独描述贸易团块现象,二者呈现倒数关系。

(2005)、Hummels & Schaur(2010)都指出,如果存在需求不确定性,货物的时效性尤其重要。

运用一个简单的描述性的物流成本模型,我们发现,只有在存在需求不确定性的情况下,交付的滞后时间才会影响发货频率。我们使用2005年的中国出口数据^①验证这一假说,并使用距离作为交付滞后的代理变量。结果表明,交付滞后主要通过它与需求不确定性之间的交互项来负向影响发货频率。当增加更多的针对需求不确定性的量度,距离本身的系数就变得越来越小,甚至不再显著。而且,需求不确定性也只通过交付滞后负向影响运输频次。因此,只有交付滞后和需求不确定的交乘项才对运输频次有负向作用。在稳健性检验中,本文引入了每批次成本以控制运输的规模经济这一作用机制(这是许多文献中指出的影响贸易团块的因素),结果表明我们的发现依然稳健。

本文的研究丰富了最近关于贸易团块和运输频次问题的研究。现有的大多数文献都强调了规模经济^②在交通运输中的作用。Alessandria et al(2010)证明了交付滞后和运输中的规模经济都正向地影响贸易商的进口货物库存。Hornok & Koren(2011,2012,2015)指出了两种不同类型的能在运输中产生规模效应的固定成本:管理成本和每批次固定成本。他们发现,公司针对更高的固定成本的反应是降低运输频次并增加每次的运输规模。Kropf & Sauré(2014)估计了每批次固定成本的平均关税等价对于瑞士出口商来说在出口值的0.82%和5.4%之间,在经济上显著重要。现有文献中只有Békés et al(2017)从需求不确定性角度研究了贸易团块问题。他们发现需求不确定性通过贸易量间接地和物流成本直接地影响运输频次。目前国内较少有探讨出口企业运输频次的文献。据我们所知,近期仅有一篇蒋灵多等(2017)分析了出口企业之间出口频次差异的因素。他们发现企业、出口产品及目的国的特征等因素对出口频率都具有显著影响。通过有效控制企业和产品特征的影响,本文可以专注于讨论距离和需求不确定性对出口频次的影响,并得出更为可靠的结论。

本文的研究也与从需求不确定性角度解释企业行为的文献相关联。早期的文献主要关注需求不确定性对企业投资的影响,例如Bernanke(1983)、McDonald & Siegel(1986)和Pindyck(1988)。在国际贸易领域,需求不确定性被用来解释研究者在微观层面的商品交易数据中所发现的一些企业出口行为。Bernard et al(2010)在模型中引入产品层面的需求冲击可以解释企业出口产品种类的增加和减少的现象。为了解释新进入出口商增加和减少产品的频率要高于有经验的出口商的现象,Timoshenko(2015)在模型中加入需求学习过程,就是说由于存在需求波动,企业必须花费时间了解其产品的真正需求。Nguyen(2012)从需求不确定性角度解释新出口企业的高退出率和序贯出口(Sequential Exporting)的现象。本文延续这些文献的思路,尝试从需求不确定性角度解释企业出口中的团块现象。

与前面提到的强调每批次固定成本的重要性的文献相对的,本文的研究强调交付滞后对于运输策略的重要性。在需求不确定性的均值水平上,运输频次的距离弹性大约为-4.7%,相比之下,每批次固定成本的弹性为-3.3%。本文的研究也是对Békés et al(2017)的有效补充。本文改进了Békés et al(2017)中需求不确定性的量度,强调需求不确定性在决定交付滞后影响程度的重要性。事实上,只有需求不确定性和交付滞后的交互项才对发货频次有负向影响。如果没有需求不确定性,或者没有交付的滞后性,无论是需求不确定性还是交付滞后都对发货频次没有负向影响。本文发现,给定需求不确定性的平均水平,需求不确定性上升一个标准误会增加2.2%(增加到-6.9%)

^① 本文同时使用2006年的数据进行稳健性检验。本文没有使用更长的时间段进行回归分析是因为2007年之后的准确的月度数据不可得。即使月度数据可得且可靠,使用2007年之后的数据存在的一个问题是2007—2008年金融危机的干扰。因为本文是使用前几年的出口值变化预测当前年份的需求不确定性的,这里暗含的假设是需求不确定性在样本期内变化不大,这个假设显然在金融危机背景下不成立。因此,金融危机期间和之后几年的需求不确定性都无法得到准确的衡量。

^② 出口手续是出口商最常见的固定成本投入形式,它包括准备申请文件、报关报检以及码头装卸。这种交易成本一般跟发货规模不成正比,因此存在规模效益的性质。

的距离的影响。此外,本文还使用分位数回归验证了模型中的预测,即交付滞后和需求不确定性只会影响运输频次的下界。

二、关于运输频次的简单模型

我们基于 Zipkin(2000)^①中的存货管理理论将买方的最优订货频次的决策问题构造成一个物流成本最小化问题,并用它来描述交付滞后(文献中又称为交付周期)和需求不确定性对贸易团块的交互影响^②。

给定一段标准化为1的时间周期,买方选择再补货水平 r (用来发出一个新订单的存货水平阈值)和订单规模 q 以最小化其物流成本, r 和 q 共同决定了运输频次,这个模型一般简称为 (r, q) 模型。我们先从模型的确定性版本出发证明当没有需求不确定性时交付滞后对运输频次没有影响,然后引入需求不确定性以证明交付滞后只通过需求不确定性影响运输频次^③。

(一)确定性模型

在一个确定性的 (r, q) 模型中,需求的实现保持恒定的速率 λ ,因而,单位时间内的总需求为 λ 。买方在单位时间内的物流成本由三部分组成:运输成本^④、存货持有成本和缺货(或者说延迟交货)的惩罚成本。

$$C(r, q) = k \cdot f + h \cdot \bar{I}(r, q) + b \cdot \bar{B}(r, q) \quad (1)$$

其中, k 为每批次固定成本; $f = \frac{\lambda}{q}$ 是运输频次; h 为每单位存货成本; I 标示单位时间内的平均存货水平; b 是每单位缺货的惩罚成本; B 标示单位时间内的平均缺货水平。

我们将交付周期 L 期间的需求量表示为 $D = \lambda L$,并将存货水平、缺货水平和净存货水平分别用 $I(t)$ 、 $B(t)$ 和 $IN(t)$ 来标识,那么,就有 $IN(t) = I(t) - B(t)$,因为缺货订单只在存货耗尽的时候才会开始累积。在某一特定的时间点,买方或者承受存货成本或者承受缺货惩罚成本,但不会同时承受这两种成本。

图1展示了两个循环周期中,净存货水平 (t) 从最高到最低之间的变化。在第一个周期中,当存货水平变为 r 时,也就是时间点为 X 时,产生了新的订单。经过一段等于交付周期 L 的时间,也就是到时间点 Z ,规模为 q 的订单货物到达买方手中,同时,缺货水平累积到 $D - r$ 。存货下降到零的时间点为图中的 Y 点,在 Y 点之前,企业蒙受存货持有成本,而在 Y 之后,缺货订单开始累积,企业蒙受缺货惩罚成本。企业蒙受存货成本的时间所占的比例为 $(r - D + q)/q$,而蒙受缺货惩罚成本的时间占比为 $(D - r)/q$ 。

在一个周期中,平均存货成本在第一阶段中为 $(r - D + q)/2$,在第二阶段中为0,因而,整个周期中的平均存货成本为这两个阶段的加权平均值:

$$\bar{I} = \frac{r - D + q}{q} \frac{r - D + q}{2} + \frac{D - r}{q} (0) = \frac{1}{2} \frac{(r - D + q)^2}{q} \quad (2)$$

类似地,平均缺货水平在第一阶段为0,在第二阶段为 $(D - r)/2$,那么,整个周期内的平均缺货

^① 本文中的模型假设和基本结论都出自 Zipkin(2000)中的存货管理模型,但是,原文的存货管理模型十分复杂,本文用更简洁清晰的经济学逻辑重新演绎了模型的推演,并拓展了模型结论在经济学上的解释,使之可以用来解释贸易团块现象,并为企业如何减少交付滞后和需求不确定性的负面影响提供理论指导。

^② 在后面的实证分析中,我们使用出口商(也就是卖方)的信息来衡量运输频次。实际上,我们是在假设卖方依从买方在运输时间和运输规模方面的决策。

^③ 在下面的讨论中,为了方便起见,可以将买方看作为持有存货并满足随时到来的需求的零售商。对模型的解释也可以很容易地修正成适应买方为制造商的情形。在这种情形下,买方持有投入品的库存,并随时满足它自己对投入品的引致需求。

^④ 由于运输的冰山成本不受运输频次的影响,所以后面物流成本的分析中略去了运输的冰山成本。

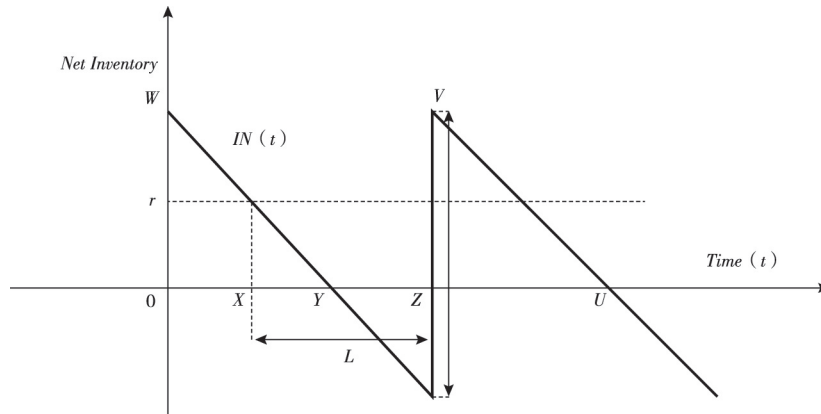


图1 随时间 t 变化的净存货水平

水平 \bar{B} 为:

$$\bar{B} = \frac{r - D + q}{q} (0) + \frac{D - r}{q} \frac{D - r}{2} = \frac{1}{2} \frac{(D - r)^2}{q} \quad (3)$$

将 \bar{I} 和 \bar{B} 的表达式代入方程(1),得到:

$$C(r, q) = k \cdot \frac{\lambda}{q} + \frac{h}{2} \frac{(r - D + q)^2}{q} + \frac{b}{2} \frac{(D - r)^2}{q} \quad (4)$$

通过成本最小化,得到:

$$q_d = \sqrt{\frac{2k\lambda}{h\omega}} \quad (5)$$

$$r_d = D + (\omega - 1)q_d \quad (6)$$

$$f_d = \sqrt{\frac{h\omega\lambda}{2k}} \quad (7)$$

$$C_d = \sqrt{2k\lambda h\omega} \quad (8)$$

其中, ω 是成本比率: $b/(b+h)$; 下标 d 表示确定性模型的最优解。从上面最优解的式子中, 我们看到, 交付周期 L 对最优的运输规模或者最优的运输频次都没有影响。直观上的解释是, 如果企业知道未来的需求是如何演变的, 企业就可以相应地调整其存货和订单以迎合未来的需求。

(二) 随机需求模型

假定需求过程遵循马尔科夫过程, 定义 $D(\tau)$ 为 τ 时间内的累积需求量, 然后用两个参数——平均需求率和长期的方差均值比——去刻画不确定性下的未来需求。平均需求率是单位时间内的预期需求量; 方差均值比是 τ 时间内累积需求量的方差和预期需求之间的比率极限:

$$\lambda = E[D(1)] \quad (9)$$

$$\psi^2 = \lim_{\tau \rightarrow \infty} \{V[D(\tau)]/\lambda\tau\} \quad (10)$$

其中, $V[\cdot]$ 代表方差, ψ^2 是需求波动的量度, 交付周期内的需求预期为: $v = E[D] = \lambda L$ 。如果需求过程遵循泊松过程, 那么 $V[D(t)] = \lambda t$, 进而 $\psi^2 = 1$ 。对于现实中大部分的需求过程, 如果 L 足够大, D 可以近似看作正态分布, 那么, $\sigma^2 = V[D] \approx \psi^2 \lambda L$, 作为 D 的函数, \bar{I} 和 \bar{B} 现在也是随机变量。

依据 Zipkin(2000), 较之将分析限制于某一具体形式的 D 的分布函数^①, 我们的目标是得到关

① 由于现实的复杂性和信息的不完全性, 通常难以找到符合现实需求分布的具体函数形式。

于 (r, q) 模型的解 C^* 和 q^* 的分布区间:

$$\sqrt{2k\lambda h\omega} = C_d \leq C^* \leq \sqrt{2k\lambda h\omega + bh\phi^2\lambda L} \quad (11)$$

$$\sqrt{\frac{2k\lambda}{h\omega}} = q_d \leq q^* \leq \frac{\sqrt{2k\lambda h\omega + bh\phi^2\lambda L}}{h\omega} \quad (12)$$

λ 和 ϕ^2 是决定最优成本和最优订单规模的取值区间的充分统计量,如果要获得更具体的最优解则需要关于需求分布的更多信息。在很多应用中,为了方便和简洁起见,我们可以使用正态分布和泊松分布来近似实际的需求分布。

从不等式(12)中我们可以看出几个有趣的现象:首先,交付周期 L 对于 q^* 的下界没有影响,而下界的值与确定性模型下的最优解是一样的,这说明确定性模型的解在随机需求的情形下通常会低估 B ,从而得到一个较小的最优解 q^* 。其次,交付周期 L 只会影响 q^* 的上界,并且交付滞后的影响的大小受需求不确定性 ϕ^2 的影响。依据Zipkin(2000),上界来自于最大近似(Maximal Approximation)下的解^①,这种情形下通常会高估 \bar{B} ,从而得到一个较大的最优解 q^* ,也意味着更大的库存成本。

依据上面描述的理论,我们提出两个假说:

假说1:发货频次 $f = \frac{\lambda}{q}$ 随着交付周期 L 的增加而减少;交付周期 L 对运输频次的影响程度依赖于需求不确定性 ϕ^2 。

假说2:需求不确定性 ϕ^2 和交付周期 L 只会影响最优运输规模 q 的上界,也就是运输频次 f 的下界。

由于运输频次与贸易团块相关联,这两个假说告诉我们贸易团块是交付滞后和需求不确定性共同作用导致的。依据前面的模型设定,在存在缺货惩罚成本(\bar{B})的前提下,无论交付滞后还是需求不确定性都会提高企业的缺货风险。因此,企业通过调整存货策略来降低缺货风险,反映在运输策略上就是低频次现象。而且,交付滞后(需求不确定性)对缺货风险的影响会随着需求不确定性(交付滞后)的上升而变大,不过,只有在需求不确定性(交付滞后)存在的条件下,交付滞后(需求不确定性)才会影响企业的缺货风险。如果需求不确定性不存在,正如我们在确定性模型中所讨论的情形,由于企业可以事先计划好存货以满足未来需求,所以交付滞后不会影响运输频次。同样地,如果不存在交付滞后,企业面临需求变动的时候可以随时补充存货,需求不确定性也不会影响运输频次。

除了交付滞后和需求不确定性,这个物流模型还有其他经济学启示:首先,每批次固定成本 k 反映了运输的规模经济,它确实会导致贸易团块现象,这与先前文献(比如Alessandria et al(2010)和Kropf & Sauré(2014))中的发现是一致的;其次,每单位缺货惩罚成本 b 和每单位存货成本 h 可以调节交付滞后和需求不确定性的影响程度;最后,最优的运输频次是一个区间。这意味着,企业如果能得到关于需求波动的更多信息,那么它就可以使最优运输频次靠近上界,降低交付滞后和需求不确定性的负面影响。

三、数据与事实

(一)数据说明

我们使用2005年度^②的中国出口交易数据来检验上面的假说,数据来自中国海关,数据中的每一条记录为出口公司在8位HS产品水平上每个月的出口数量和以美元计的出口价值。我们在实证分析中将交易信息加总到6位HS代码水平上以方便与相关文献的比较和分析。

① 依据Zipkin(2000),最大近似的累积分布函数为: $\Omega = 1 - 1/2[(1-z)/(1+z^2)]^{(1/2)}$ 。

② 在2004年,中国政府放松了对出口许可证的管制,新的政策移除了所有针对直接贸易的限制。

表 1 不同分类下运输形式的信息概述

类型	(1)	(2)	(3)
	全部	仅水运	至少一次水运
产品×目的地	283791	151143(54%)	254995(90%)
全部运输	13727279	10024351(73%)	
水路运输	全部目的地	均值	中位数
贸易值占比	226	83.6%	92.8%
贸易次数占比	226	75.4%	78.5%

注:表格的后两行中,贸易值占比是中国出口到某一目的地使用水路运输的出口值占中国出口到该地总出口值的比例。类似地,贸易次数占比是中国出口到某目的地使用水路运输进行出口的次数占中国出口到该地总出口次数的比例。

检查数据中交易次数的信息,有一个问题值得注意,即对于我们拿到的月度水平的海关数据,其中的任一观察值可能并不意味着是事实上的一次交易和运输。它可能是数次运输的加总。因此,作为替代,我们专注于交易的月份数,因为这个信息是唯一可信任的关于运输信息的数据。

我们使用各国(地区)到中国的地理距离作为交付周期的代理变量,地理数据来自 CEPII 数据库。这个数据库提供了关于地理距离不同形式的测度数据。在我们的研究中,使用的是遵循大圆弧准则的测地线距离,这种计算方法使用最重要的城市或城市群的纬度和经度数据(Mayer & Zignago, 2011)。在实证分析的贸易引力模型中,我们使用两个主要的控制变量:每个国家(或地区)的 GDP 和人均 GDP 数据。这些数据来自 Penn World Table(版本号为 8.1)。

我们主要分析水路运输的贸易^①,水运贸易大概占全部贸易运输的 73%。从表 1 中我们可以看出,在产品和目的地水平上,有将近 54%的交易只使用水路运输及有 90%的交易至少使用一次水路运输。对于任一目的地,使用水路运输进行出口(无论是贸易值还是贸易次数)的交易平均占比为 83%,此外,使用水路运输的货物价值份额与地理距离之间的相关系数为 0.005 且不显著,因此,由于只分析水路运输而导致的样本选择问题是温和适度的。

(二) 运输频次和贸易块度

我们关注的是企业×产品×目的地水平上的贸易团块现象。在我们的数据中,贸易团块反映为以有交易的月数计算的运输频次的均匀分布。图 2 展示了有交易的月数的分布。平均而言,贸易只发生在大约 2-3 个月里,分布总体呈现右偏形态,中位数为 1 个月,第三分位数为 3 个月。

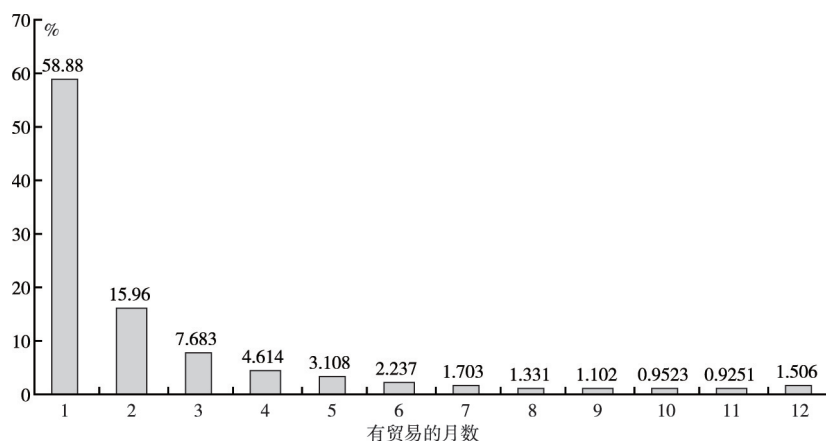


图 2 有贸易的月份数的直方图(2005 年数据)

^① 其他两种重要的运输方式为空运和陆路运输(包括铁路运输)。

表2展示了针对五个不同出口目的地的几个贸易团块指标的均值,这些值都是在企业×产品×目的地水平上所计算的。这五个目的地国家到中国的地理距离都不同,每个国家的经济都是中等规模(除了日本),我们依据它们到中国的距离由近到远分别放在列(1)~(5)的位置。距离最近的放在列(1);距离最远的放在列(5)。在第1行,我们列出了中国对这些国家有出口贸易的月份数的均值。可以很清楚地看到,企业出口某一产品到某一国家在一年里呈现低频的特征,平均的有贸易的月份数在2和3之间变动。此外,其数值大小从列(1)到列(5)逐渐下降,这意味着更长的交付周期会导致更低的运输频次。

我们也使用赫芬达尔-赫希曼指数(Herfindahl-Hirschman Index, HH)来描述在企业×产品×目的地水平上的贸易的集中程度:

$$HH = \sum_{i=1}^{12} s_i^2 \quad (13)$$

其中, s_i^2 表示第 i 个月出口值占当年总出口值的份额。 HH 指数的波动范围为 $1/12$ 和 1 之间,指数越大,贸易团块的程度越高。“ $1/12$ ”意味着每个月的贸易值是相等的,全年的贸易值平均分布在各月中。在表2的第3行,我们可以看出 HH 指数基本在 $2/3$ 和 $4/5$ 之间,另外,其值随着目的地到中国的距离增加而变大。表2的最后三行使用其他衡量集中度的指标来衡量贸易团块程度:贸易值最高的1个月或者2个月或者3个月的贸易值占全年的比例。这些数值说明相当大比例的贸易是发生在少数几个月份中。对于贸易值最高的一个月,其占全年的比例超过70%;贸易值最高的前两个月,其占全年的比例超过80%;如果计算贸易值最高的前三个月,其几乎占了当年的全部贸易值(90%~97%)。

表2 中国对不同目的地的出口的运输频次(2005年海关数据)

目的地	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	日本	澳大利亚	西班牙	墨西哥	智利
有贸易的月份数	3.4	2.5	2.3	2.3	2.0
赫芬达尔指数	0.648	0.741	0.759	0.755	0.792
出口值最高的一个月占比	0.700	0.783	0.800	0.793	0.827
出口值最高的两个月占比	0.839	0.903	0.918	0.910	0.936
出口值最高的三个月占比	0.900	0.949	0.958	0.952	0.970

(三) 需求不确定性的度量

在我们的研究中,需求不确定性意味着位于目的地市场的进口商不知道未来可能的需求量。我们对需求不确定性的量度改良自 Békés et al(2017)。他们的不确定性的量度得自国家×产品水平上所有出口企业的不确定性量度的均值。每个企业面临的需求不确定性等于过去7年中出口值每年的对数变化的方差。然而,这种方法在第一步计算单个企业需求不确定性的时候会存在小样本的问题。为了改良他们的方法,我们试图增加用来计算需求不确定性的样本容量。首先,对于国家(c)×产品(h)水平上的任一样本组,我们运用以下回归方程:

$$r_{f,t,t-1}^{hc} = \beta_0 + \beta_1 New_{f,t}^{hc} + \beta_2 exp_{f,t}^{hc} + \beta_3 MultiPro_{f,t}^{hc} + \beta_4 MultiDes_{f,t}^{hc} + \sigma_t + \varepsilon_{f,t,t-1}^{hc} \quad (14)$$

其中, $r_{f,t,t-1}^{hc}$ 是企业 f 出口产品 h 到目的地 c 的出口值在 t 和 $t-1$ 期之间的对数变化。在回归方程的右边,我们控制了几个虚拟变量: $New_{f,t}^{hc}$ 标识是否企业 f 是新的出口企业; $exp_{f,t}^{hc}$ 标识企业 f 是否曾经出口过,即是否有出口经验; $MultiPro_{f,t}^{hc}$ 标识企业 f 是否出口多种产品; $MultiDes_{f,t}^{hc}$ 标识企业 f 是否出口到多个目的地;另外,我们也控制了时间固定效应。

获得了这些回归的残差之后,针对每一国家×产品组(c, h),我们可以计算其需求不确定性为残差的标准差,高的标准差意味着高的需求不确定性。

$$U^{hc} = \sqrt{\text{Var}(\bar{\epsilon}_{f,t,t-1}^{hc})}, t = 2001, \dots, 2004 \quad (15)$$

其中, $\bar{\epsilon}_{f,t,t-1}^{hc}$ 为来自上面回归方程的残差(给定 h 和 c)。当得到需求不确定性的量度之后,我们就可以在实证分析部分验证假说 1 和假说 2。然而,我们的不确定性量度仍然存在的一个问题是计算中只考虑了存续企业,就是说只有至少在一个连续的两年内都有将产品 h 出口到目的地 c 的企业才可能被包括进来,这种问题也存在于 Békés et al(2017)的研究中。因此,我们引入另一个不确定性的量度,从而可以考虑到广延边际的情形,这就是在 2000—2004 期间的平均每年退出率。对每一组 (c, h) , 有:

$$\text{ExitRate}^{hc} = \frac{1}{T} \sum_{t=2001}^{2004} \frac{X_t}{NF_{t-1}}, T = 4 \quad (16)$$

其中, NF_t 是在 t 年出口产品 h 到目的地 c 的企业的数目,这个量度与需求不确定性正相关,因为较高的需求不确定性会降低企业的预期利润,从而驱使生产力相对较低的企业退出市场。

表 3 列出了上面得到的在产品和国家水平上的两种需求不确定性量度的描述性统计量,需求波动得自于(15)式。由于标准差为 0.336,所以大部分观察值的需求波动集聚在均值 1.575 附近,几乎 90% 的样本的需求波动是在 1.065~2.003 之间。类似地,对于退出率,90% 的样本是在 0.370~0.725 之间。

表 3 不确定性量度的描述性统计

统计量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	观察值	均值	标准差	最小值	最大值
需求波动	23510	1.575	0.336	0.423	3.817
需求波动对数值	23510	0.432	0.214	-0.861	1.340
退出率	23510	0.544	0.109	0.056	0.883

注:使用 2000—2004 年的中国海关数据计算得到。

四、实证结果

(一) 交付滞后和贸易块度

我们探讨是否较高的交付滞后时间与较低的运输频次以及较高的平均运输规模(或称订单规模)相联系。首先,将企业—产品—目的地水平上的贸易值分解成反映不同边际变化的两个部分:有贸易的月份数 M 和每月平均贸易值(只计算有贸易的月份) V 。企业 i 出口产品 h 到目的地 c 的贸易值可以分解为:

$$\ln X_{ihc} = \ln M_{ihc} + \ln V_{ihc} \quad (17)$$

然后,对于方程(17)右边中每一项,应用以下基于经典的贸易模型——引力模型的回归方程:

$$\ln Z_{ihc} = \alpha + \beta \times \ln \text{Dist}_c + \gamma \times X_{ihc} + \nu_{ih} + \epsilon_{ihc} \quad (18)$$

其中, Dist 是目的地 c 到中国的地理距离,作为交付滞后的代理变量, X 为其他控制变量。依据引力模型,这些控制变量为企业 i 对产品 h 在目的地 c 的出口值,国家 c 的 GDP 和人均 GDP; ν 是企业 \times 产品的交叉固定效应。因此,系数 β 的估计利用的是同一企业同一产品内不同国家间的变化。基于 Cameron & Miller(2010)^①中的建议,回归的稳健标准误在目的地 \times 企业水平上集聚。

表 4 的前三列分别展示了,当不控制贸易值的时候,对数形式的总贸易值、每月平均贸易值和有

^① Cameron & Miller(2010)建议,保守起见,回归中应该使用双向聚类方差,或者在目的地和产品水平上,或者在目的地和企业水平上。在这里,我们采用后者。

贸易的月份数对目的地到中国的距离的回归结果。列(1)的结果显示距离和贸易值之间存在负相关关系,这是与经典引力模型中的预期相一致的。当地理距离翻倍的时候,贸易值平均会减少 1.2%,具体来说,每月平均贸易值会增加 6.9%,而有贸易的月数会减少 8.2%。这个结果与 Békés et al (2017)和 Kropf & Sauré(2014)的发现不同,Kropf & Sauré(2014)的理论认为贸易量会在运输频次和运输规模两个维度同方向同时变化。表 4 的列(4)和列(5)分别报告了控制当期贸易值和滞后一期贸易值后的回归结果。更远的市场距离依然与更少的运输频次相关联。具体来说,根据列(4)的结果,距离增加 10%会导致运输次数减少 0.78%。这里的回归结果说明交付滞后与贸易团块程度正相关,从而证实了前文描述性统计分析中的发现。

表 4 交付滞后和交易频次

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	贸易值	每月平均值	有贸易的月份数		
距离	-0.012** (0.005)	0.069*** (0.003)	-0.082*** (0.002)	-0.078*** (0.001)	-0.055*** (0.003)
贸易值				0.279*** (0.000)	
滞后一期贸易值					0.220*** (0.001)
观察值个数 N	3756602	3756602	3756602	3756602	3756602
拟合优度 R ²	0.712	0.753	0.533	0.754	0.680
企业×产品固定效应	是	是	是	是	是
调整拟合优度	0.488	0.562	0.172	0.564	0.428

注:回归使用 2005 年的中国海关数据。所有的因变量为对数形式,回归方程控制企业×产品交叉固定效应。每个系数下面为第二行为聚类在企业-目的地水平上的稳健标准误。显著性水平:***表示 $p < 0.01$,**表示 $p < 0.05$,*表示 $p < 0.1$ 。

(二)交付滞后和需求不确定性

可以假设在贸易活动当中出口商在订单的接受方面处于被动的地位,因而,出口商的行为可以认为是位于目的地的进口商(例如零售商)行为的反映。依据我们在前文展示的理论,更长的交付滞后与较低的运输频次相关联的可能原因是面临着需求不确定性的企业为了防止需求冲击导致的缺货订单不得不持有较大的存货。

利用上文介绍的需求不确定性的量度,我们在回归方程(18)基础上增加需求不确定性和它与地理距离(交付滞后的代理变量)之间的交互项。回归方程形式变为:

$$\ln Z_{ihc} = \alpha + \beta_1 \cdot \ln Dist_c + \beta_2 \cdot \ln U_{hc} + \beta_3 \cdot \ln Dist_c \cdot \ln U_{hc} + \gamma \cdot X_{ihc} + \nu_{ih} + \epsilon_{ihc} \quad (19)$$

表 5 展示了回归结果。列(1)只增加了需求不确定性量度的单独项,而列(2)则进一步增加了距离和需求不确定性的交互项。可以看出,距离的系数在这两列里都是负的且在第(2)列里更小,负的效应大部分被交互项所吸收,这个结果是与假说 1 一致。在列(3),我们增加了距离与退出率之间的交互项,由上文可知,退出率是需求不确定性在广延边缘上的量度,增加了这一项以后,距离的单独项系数变为了正数且不再显著,相对应的,交互项的影响仍然是显著为负的。依据列(2),在需求不确定性的均值水平上(0.432),运输频次的距离弹性大约是 -6.4%,如果需求不确定性从平均值出发变化一个标准误大小(0.214),运输频次的距离弹性将会增加 4.1%。也就是说,距离对运输频次的影响会比原来大 63.8%。一般地,当企业面临着需求不确定性的较长的交付滞后,企业会持有较大的存货,这反映在运输策略上就是“更少的次数,更多的货物”。交付滞后对运输频次的影响大小依赖于需求不确定性,同样的,需求不确定性对运输频次的负向影响也依赖于交付滞后。因此,只有交付滞后与需求不确定性的交互项才会导致贸易的团块现象。

表 5 交付滞后与需求不确定性

被解释变量	(1)	(2)	(3)
	有贸易的月份数		
距离	-0.072*** (0.002)	-0.018*** (0.003)	0.004 (0.003)
距离×需求不确定性		-0.106*** (0.007)	-0.074*** (0.006)
距离×退出率			-0.068*** (0.001)
需求不确定性	0.106*** (0.005)	1.035*** (0.060)	0.740*** (0.058)
贸易值	0.293*** (0.001)	0.293*** (0.001)	0.291*** (0.001)
拟合优度 R ²	0.795	0.795	0.797
调整拟合优度 R ²	0.599	0.599	0.602
企业×产品固定效应	是	是	是
观察值个数 N	2368433	2368433	2368433

注:回归使用 2005 年的中国海关数据。所有的因变量为对数形式,回归方程控制企业×产品交叉固定效应。每个系数下面第二行为聚类在企业一目的地水平上的稳健标准误。显著性水平:***表示 $p < 0.01$,**表示 $p < 0.05$,*表示 $p < 0.1$ 。

前面的回归分析验证了假说 1,表明交付滞后与需求不确定性是企业决定存货策略时需要考虑的重要因素。而且,交付滞后与需求不确定性对企业的存货管理一般是负面的影响,会增加企业存货管理的难度,减少企业的存货周转,增加企业的存货成本。由于交付滞后通常由地理因素决定,所以进口商一般倾向于选择较近的供应商以减少交付周期。需求不确定性的虽然很大程度上由外界因素(市场、政策等)所决定,但也与企业对市场的熟悉程度有关。地理距离往往会影响信息的传播,从而成为出口商熟悉市场的障碍,比如 Fernandes & Tang(2014)就用地理距离作为企业对目标市场不确定性的代理变量。文化的近似性也会影响信息的有效传播,因此,企业倾向于进入有相近文化或语言背景的市场(Rauch,1999;Rauch & Trindade,2002)。考虑到距离会影响交流的便捷程度,所以文化的相似性也与地理距离有一定关系。由上面的讨论可知,地理距离会同时影响交付滞后和需求不确定性,因此,从存货管理角度可以帮助我们理解地理因素如何塑造当前的贸易格局。虽然运输成本近几十年来一直在下降(Hummels,2007),但是 Berthelon & Freund(2008)和 Disdier & Head(2008)指出贸易的地理格局在过去 40 年中变化并不大,这表明地理因素不只是通过运输成本影响贸易,存货成本也是个重要的途径。

此外,交付滞后与需求不确定性对企业存货的影响也许能够用来解释为什么企业出口到更远国家的单位产品价格会更高。现有文献的解释着眼于出口目的地之间产品质量的异质性,比如 Hummels & Skiba(2004)认为单位运输成本下企业会向更远的市场出口更高质量的产品,因为单位运输成本降低了高质量产品的相对价格从而增加了高质量产品的需求。Manova & Zhang(2012)认为,在线性需求模型下,市场距离与市场竞争程度正相关,企业在竞争压力下会减少产品加成率,同时提高产品质量。本文认为,更远的市场往往与更高的存货水平相关联,因此,更高的存货成本可能会导致企业设置较高的产品单位价格,这个方向留待今后更深入的探讨。

五、稳健性检验

(一)每批次固定成本

一些文献将每批次固定成本作为贸易团块现象的解释,比如 Alessandria et al(2010)和 Kropf & Sauré(2014)。我们在前文提出的简单模型中也证明了每批次固定成本 k 对运输频次的负向影响,因此,我们在回归中进一步控制了每批次固定成本的量度以检验交付滞后与需求不确定性的交

互项的影响的稳健性。我们使用与 Hornok & Koren(2015)一样的对每批次固定成本的量度^①,它是各国进口商在整个进口过程中所花费时间成本和货币成本,数据最早可以到2006年,因此,我们使用2006年的 Doing Business Data 进行稳健性检验,并且假定各国2005年的每批次成本与2006年的相同。

在表6中,我们将用2005年海关数据回归的结果放在了列(1)和列(2),而将用2006年海关数据做的结果放在了列(3)和列(4)。在所有回归中,距离和需求不确定性的交互项都是显著为负的,使用2005年数据进行回归得到的交互项系数的大小比表5列(2)中的结果要稍微大一些。在2006年,交互项的系数大小变得与表5列(2)中的结果相似,而距离本身的系数则很小,甚至不显著。这意味着,交付滞后只通过与需求不确定性的交互项来影响运输频次,这是与假说1相一致的。同时,时间成本和货币成本的系数都是显著为负的,这也验证了文献中发现的每批次固定成本会负向影响运输频次。依据列(4),如果需求不确定性在其平均水平上,运输频次的距离弹性为大约-4.7%;与之相比,每批次的货币固定成本的弹性大约为-3.3%。从不确定性的平均水平出发,需求不确定性增加一个标准误(0.214)会使运输频次的距离弹性增加2.2%,也就是说,距离对运输频次的影响会比原先大52.8%。综上所述,即使将每批次固定成本的影响考虑进来,我们仍然可以发现距离通过与需求不确定性的交互项对运输频次的负向影响。

(二)排除新进入者

在上文的分析中,我们没有针对每一个(h,c)市场,将新进入的企业从回归样本中分别出来。新进入企业与存续出口企业的差别在于,新进入企业可能是非全年(Partial-year)出口商。也就是说,新进入企业可能在某年的任一个月进入出口市场,从而导致如果将当年的出口量当作其全年的出口量会低估其出口量,相应的,运输频次也会被低估,最后的回归结果就会被高估。因此,我们排除了当年新进入的企业以验证我们前面的发现是否依然稳健。

表6 控制每批次固定成本下运输时间与不确定性的关系

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	有交易的月份数			
	2005		2006	
距离	-0.012*** (0.004)	0.001 (0.004)	-0.013*** (0.003)	-0.003 (0.003)
距离×需求不确定性	-0.130*** (0.007)	-0.125*** (0.007)	-0.104*** (0.006)	-0.101*** (0.006)
需求不确定性	1.240*** (0.062)	1.189*** (0.062)	0.962*** (0.057)	0.928*** (0.056)
时间成本	-0.028*** (0.002)	-0.013*** (0.003)	-0.049*** (0.002)	-0.037*** (0.002)
货币成本		-0.045*** (0.003)		-0.033*** (0.002)
贸易值	0.294*** (0.001)	0.293*** (0.001)	0.286*** (0.001)	0.286*** (0.001)
拟合优度 R ²	0.798	0.798	0.796	0.796
调整拟合优度 R ²	0.600	0.601	0.590	0.590
企业×产品固定效应	是	是	是	是
观察值个数 N	2306470	2306470	3010870	3010870

注:列(1)~(2)的回归使用2005年的中国海关数据,列(3)~(4)的回归使用2006年的中国海关数据;每批次固定成本来自2006年的 Doing Business 数据库;所有的解释变量和被解释变量都是对数形式,回归方程控制了企业×产品固定效应。稳健标准误放在系数下面第二行,聚类在企业一目的地水平。显著性水平:***表示 p<0.01,**表示 p<0.05,*表示 p<0.1。

① 这个量度的数据可以从 Doing Business Data 中获得,该数据库记录了与出口或进口的物流过程相关的时间成本和货币成本。

表 7 给出了使用 2005 年的中国海关数据进行回归的结果。列(1)的结果显示距离本身的系数和交互项的系数都是显著为负的,然而,交互项的系数与表 5 和表 6 中的结果相比变得更小。在列(2)和列(3),我们依次控制了进口的时间成本和货币成本,距离的系数变得更小,相对应的,交互项的负效应增加到大约-0.08。这证实了我们之前的发现,也就是距离主要通过它与需求不确定性的交互项负向影响运输频次。

表 7 排除当年新进入者的样本

被解释变量	(1)	(2)	(3)
	有交易的月份数		
距离	-0.039*** (0.005)	-0.032*** (0.005)	-0.023*** (0.005)
距离×需求不确定性	-0.055*** (0.010)	-0.082*** (0.010)	-0.080*** (0.010)
需求不确定性	0.538*** (0.086)	0.769*** (0.090)	0.745*** (0.090)
时间成本		-0.043*** (0.004)	-0.033*** (0.004)
货币成本			-0.029*** (0.004)
贸易值	0.340*** (0.001)	0.340*** (0.001)	0.340*** (0.001)
拟合优度 R ²	0.838	0.840	0.840
调整拟合优度 R ²	0.682	0.683	0.684
企业×产品固定效应	是	是	是
观察值个数 N	924497	900712	900712

注:回归使用 2005 年的中国海关数据,排除了当年新进入者的样本,控制了企业×产品固定效应;稳健标准误放在系数下面第二行中,在企业一目的地水平上聚类。显著性水平:***表示 $p < 0.01$,**表示 $p < 0.05$,*表示 $p < 0.1$ 。

(三)非加工贸易样本

依据物流成本模型,我们的模型设定比较贴合出口商依从进口商的意愿安排运输时间和运输规模的情形。在现实中,最符合这种情形的是加工贸易(来料加工或进料加工)。但是,对于非加工贸易的出口商,虽然自身可以更为自主的安排出口形式,然而,其仍然要受到目的地市场需求的影响(通过进口商的传导),而且,只要运输时间依然不可忽视,出口商的运输策略仍然要受到存货管理的约束。因此,在回归中排除加工贸易的样本,以检验我们的结论是否适用于一般的出口商。

表 8 给出了使用非加工贸易样本复制表 5 中的结果。与表 5 中回归不同的是,我们在这里控制了每批次的固定成本(时间成本和货币成本),回归结果与我们之前的发现基本一致。当只有需求不确定性量度的单独项时,列(1)的结果显示,距离的系数显著为负。在列(2)中加入距离和需求不确定性的交互项之后,距离的系数就变为正,且不再显著,距离对运输频次的负的效应都被交互项所吸收。列(3)中的回归进一步加入了距离与退出率的交互项,距离的系数虽然显著但是依然为正。相对应的,无论是距离与需求不确定性的交互项,还是距离与退出率的交互项,都是负的显著的。表 8 的回归结果表明我们的结论对于一般的出口商也是基本适用的。

(四)运输频次的下界

依据假说 2,需求不确定性 ψ^2 和交付周期 L 的乘积只会影响订单规模 q^* 的上界,也就是运输频次 f 的下界,最优的运输频次 f^* 有可能是在下界 $\lambda h \omega / \sqrt{2k\lambda h \omega + b h \psi^2 \lambda L}$ 和上界 $\sqrt{\lambda h \omega} / \sqrt{2k}$ 之间的任一位置,具体位置依赖于需求过程的具体分布形式。如果分布更接近最大近似分布(Maximal Approximation),运输频次 f^* 会趋向于下界;对于其他的 f^* ,它可能会接近上界。

通过分配更多的权重给拟合线下方的观测值,分位数回归可以刻画下界的影响。这里,我们考

虑四个不同的分位数回归:20%,40%,60%,80%。由于计算量的限制,我们这里只考虑来料加工装配贸易。这种类型的贸易使用客户的原材料进行加工和装配后再出口给客户。因为这种贸易的主导权主要在进口方,所以比较贴近我们在理论部分中所描述的情形。在运行分位数回归之前,所有的变量都在企业×产品水平上进行了去均值的操作,这样等同于回归中控制了企业×产品固定效应。表9展示了分位数回归的结果可以发现,从20%分位数到80%分位数,交互项的系数大小变得越来越小。在20%分位数回归中,交互项的系数大小与表6中列(1)和列(2)的结果比较类似,然而,交互项的系数在80%分位数回归中变得不再显著,这证实了假说2。

表8 交付滞后与需求不确定性(非加工贸易样本)

被解释变量	(1)	(2)	(3)
	有贸易的月份数		
距离	-0.061*** (0.002)	0.007 (0.004)	0.026*** (0.004)
距离×需求不确定性		-0.136*** (0.008)	-0.099*** (0.007)
距离×退出率			-0.067*** (0.001)
需求不确定性	0.099*** (0.005)	1.289*** (0.067)	0.956*** (0.065)
时间成本	-0.005* (0.003)	-0.012*** (0.003)	-0.012*** (0.003)
货币成本	-0.048*** (0.003)	-0.046*** (0.003)	-0.041*** (0.003)
贸易值	0.288*** (0.001)	0.288*** (0.001)	0.285*** (0.001)
拟合优度 R ²	0.784	0.784	0.786
调整拟合优度 R ²	0.567	0.568	0.570
企业×产品固定效应	是	是	是
观察值个数 N	2126445	2126445	2126445

注:回归使用2005年的中国海关数据,排除了加工贸易样本,控制了企业×产品固定效应;稳健标准误放在系数下面第二行中,在企业一目的地水平上聚类。显著性水平:***表示 p<0.01,**表示 p<0.05,*表示 p<0.1。

表9 运输频次下界和分位数回归

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	20%分位数	40%分位数	60%分位数	80%分位数
距离	-0.030 (0.032)	-0.074*** (0.000)	-0.132*** (0.000)	-0.167*** (0.029)
距离×需求不确定性	-0.123*** (0.058)	-0.064*** (0.000)	0.012*** (0.000)	0.056 (0.051)
需求不确定性	1.182** (0.514)	0.580*** (0.000)	-0.197*** (0.000)	-0.642 (0.449)
贸易值	0.342*** (0.004)	0.341*** (0.000)	0.341*** (0.000)	0.339*** (0.004)
时间成本	是	是	是	是
货币成本	是	是	是	是
观察值个数 N	80351	80351	80351	80351

注:分位数回归使用2005年的中国海关数据,控制了企业×产品固定效应;稳健标准误放在系数下面第二行中。显著性水平:***表示 p<0.01,**表示 p<0.05,*表示 p<0.1。

正如我们在理论模型部分所讨论的,最优运输频次的上界其实就是确定性模型(此时,λ为单位时间内的预期需求量)下的最优解。企业最优的运输频次越接近上界,支付滞后和需求不确定性对其的影响就会越小。一方面,企业可以通过降低每单位缺货惩罚成本 b 和每单位存货成本 h 来使最优运输频次的区间趋于上界。缺货惩罚的大小与消费者的认可度相关,企业有可能通过调整产品的

营销策略降低缺货惩罚,缺货不一定损害产品的认可度。比如某些情形下,适度缺货会增加产品的紧俏度,反而提升产品的需求。另一方面,企业如果可以得到关于需求分布的更多信息,那么就可以使自己的最优决策更接近于确定性模型下的决策。预期平均需求量 λ 和需求波动 ϕ^2 只反映了需求分布的一部分信息。企业对需求分布的信息掌握得越多,就越能准确预测未来的需求,从而使自己的最优运输策略越接近确定性需求下的情形。

六、总结

交付滞后连同需求不确定性对于出口商有非常重要的意义,因为它可以影响企业库存方面的决策,进而影响企业的物流成本。本文的研究发现,企业对更长的交付滞后时间的反应是减少发货次数,同时增加运输规模,这样就导致了在越远的市场,贸易团块程度越高。我们通过理论和实证分析验证了交付滞后通过其与需求不确定性的交互项影响贸易团块,我们也发现交付滞后和需求不确定性只会影响运输频次的下界。

本文的研究从另一个视角说明运输时间和需求不确定性对国际贸易的影响。这两个贸易中常见的因素实际上比我们以往所认为的对企业的影响要大,运输时间不仅增加货物的运输成本和时间成本,也会影响企业的运输策略并进而影响企业的库存决策。我们的研究表明运输时间会减少运输频次,也就是降低企业的存货周转,因此,运输时间会增加企业的存货成本(I)。贸易便利化的举措,比如改善交通设施、提高进出口货物通关效率等,可以从两个方面影响企业的存货周转:一方面,贸易便利化会减少交付滞后时间,进而影响运输频次;另一方面,贸易便利化可以通过降低每批次固定成本来提高运输频次。2013年以来政府先后设立自由贸易试验区的重要目标就是通过制度创新提高贸易便利化,从而促进自由贸易。简化审批手续、优化检验检疫制度等创新措施都能够大幅缩短进出口时间。许多创新政策经过试点都逐步推广到其他地区。企业如果能够充分地和有政策优势的地区进行国际贸易,可以有效地降低交付周期,提高经营效率。同样的,中国政府倡议的“一带一路”建设通过完善基础设施和促进互联互通提高贸易的便利性,使“一带一路”沿线国家(地区)成为有吸引力的投资交易地。

类似地,需求不确定性不仅影响企业的出口行为,包括出口决策(Nguyen,2012)与产品数量和种类的决策(Bernard et al,2010;Timoshenko,2015),也会通过运输时间影响企业的存货管理。运输时间很大程度由地理因素所决定,一般不容易通过降低运输时间来提高存货周转,因此,通过降低需求不确定性来提高运输频次是一条更可行的途径。影响需求不确定性的因素,除了目标市场的经济政策和形势、市场竞争程度等,还有一个重要的因素是信息的不完全,而且,市场距离往往会加重信息的不完全程度(Fernandes & Tang,2014)。为了减少企业面临的信息不完全程度,政府可以采取完善信息网络,促进市场信息的流动:一方面,政府应完善与企业的信息沟通机制,使企业可以及时获取政府利用自己的优势地位所掌握的各项信息;另一方面,政府应促进完备的出口服务市场的建立,使企业可以充分利用市场获取准确的信息。对企业来说,完善的信息收集和处理体系对于降低信息的不完全性也是十分必要的。“一带一路”建设通过推进信息的互联互通促进信息交流,而政府通过信息合作可以获得更准确的经济数据以指导政策制定,并提供给企业作为出口和投资决策的参考。因此,如果企业能够积极地融入“一带一路”建设,就可以享受到基础设施改善带来的交付周期减少,同时企业可以更便利地获得市场的信息,减少信息不完全性,降低需求不确定性同时也降低地理距离对企业经营的不利影响。

参考文献:

- 蒋灵多 谷克鉴 陈勇兵,2017:《中国企业出口频率:事实与解释》,《世界经济》第9期。
- Aizenman, J. (2004), “Endogenous pricing to market and financing costs”, *Journal of Monetary Economics* 51(4): 691—712.
- Alessandria, G. et al(2010), “Inventories, lumpy trade, and large devaluations”, *American Economic Review* 100 (5):2304—2339.

- Békés, G. et al(2017), “Shipment frequency of exporters and demand uncertainty”, *Review of World Economics* 153 (4):779—807.
- Bernanke, B. S. (1983), “Irreversibility, uncertainty, and cyclical investment”, *Quarterly Journal of Economics*, 98 (1):85—106.
- Bernard, A. B. et al(2010), “Multi-product firms and product switching”, *American Economic Review* 100(1): 70—97.
- Berthelon, M. & C. Freund(2008), “On the conservation of distance in international trade”, *Journal of International Economics* 75:310—320.
- Cameron, A. C. & D. L. Miller(2010), “Robust inference with clustered data”, Working Paper, No. 107, University of California at Davis, Department of Economics.
- Disdier, A. & K. Head(2008), “The puzzling persistence of the distance effect on bilateral trade”, *Review of Economics and Statistics* 90(1):37—48.
- Evans, C. L. & J. Harrigan(2005), “Distance, time, and specialization: Lean retailing in general equilibrium”, *American Economic Review* 95(1):292—313.
- Fernandes, A. P. & H. Tang(2014), “Learning to export from neighbors”, *Journal of International Economics* 94: 67—84.
- Hornok, C. & M. Koren(2011), “Administrative barriers and the lumpiness of trade”, EFIGE Working Paper, No. 36.
- Hornok, C. & M. Koren(2012), “Welfare effects of administrative barriers to trade”, EFIGE Working Paper, No. 51.
- Hornok, C. & M. Koren(2015), “Per-shipment costs and the lumpiness of trade”, *Review of Economics and Statistics* 97(2):525—530.
- Hummels, D. & A. Skiba(2004), “Shipping the good apples out? An empirical confirmation of the Alchian-Allen conjecture”, *Journal of Political Economy* 112(6):1384—1402.
- Hummels, D. (2007), “Transportation costs and international trade in the second era of globalization”, *Journal of Economic Perspectives* 21(3):131—154.
- Hummels, D. & G. Schaur(2010), “Hedging price volatility using fast transport”, *Journal of International Economics* 82(1):15—25.
- Hummels, D. & G. Schaur(2013), “Time as a trade barrier”, *American Economic Review* 103(7):2935—2959.
- Kropf, A. & P. Sauré(2014), “Fixed costs per shipment”, *Journal of International Economics* 92:166—184.
- Manova, K. & Z. Zhang(2012), “Export prices across firms and destinations”, *Quarterly Journal of Economics* 127 (1):379—436.
- Mayer, T. & S. Zignago(2011), “Notes on CEPIIs distances measures: The GeoDist database”, MPRA Paper, No. 36347.
- McDonald, R. & D. Siegel(1986), “The value of waiting to invest”, *Quarterly Journal of Economics* 101(4):707—728.
- Nguyen, D. X. (2012), “Demand uncertainty: Exporting delays and exporting failures”, *Journal of International Economics* 86:336—344.
- Pindyck, R. (1988), “Irreversibility investment, capacity choice and the value of the firm”, *American Economic Review* 78(5):969—985.
- Rauch, J. E. (1999), “Networks versus markets in international trade”, *Journal of International Economics* 48:7—35.
- Rauch, J. E. & V. Trindade(2002), “Ethnic Chinese networks in international trade”, *Review of Economics and Statistics* 84(1):116—130.
- Timoshenko, O. A. (2015), “Product switching in a model of learning”, *Journal of International Trade* 95:233—249.
- Zipkin, P. H. (2000), *Foundations of Inventory Management*, McGraw-Hill.

(责任编辑:陈建青)

(校对:杨新铭)