供应链整合对海洋运输业绩效影响的实证研究

——来自企业层面的证据

王圣

（山东社会科学院海洋经济文化研究院 青岛 266071）

摘要：利用规模优势降低成本是海洋运输业经营行为的基本逻辑，在当前的经济形势下，不确定性的增加促使厂商寻求更加灵活的合作方式来实现这一目标。文章利用面板向量自回归方法对班轮企业的合作行为进行了分析，结果显示：企业间的合作行为对运量的提升有正向的促进作用，但没有显著的长期效果。运价的提升会促进企业间的合作行为，这种影响具有长期性和系统性的特征，但会随时间逐渐弱化，冲击反应的结果显示大部分的冲击反应呈震荡衰减的趋势，其中合作投入的变化仅在短期内对运量产生影响。

关键词：班轮企业；行业联盟；供应链整合；PVAR 模型；海洋运输业

中图分类号：P74 **文献标志码：**A **文章编号：**1005－9857(2019)11－0086－06

An Empirical Study on The Impact of Supply Chain Integration on the Performance of Marine Transportation Industry: evidence from the enterprise level

WANG Sheng

(Institute of Marine Economy and Culture, Shandong Academy of Social Sciences, Qingdao 266071, China)

Abstract: It is the basic logic of the liner industry management behavior to make use of the advantage of scale to reduce the cost. Under the current economic situation, the increase of uncertainty urges the manufacturers to seek more flexible cooperation ways to achieve this goal. In this paper, the panel vector autoregressive method was used to analyze the cooperative behavior of liner enterprises. The results showed that the cooperative behavior between enterprises had a positive effect on the promotion of traffic volume, but there was no significant long-term effect. The promotion of freight rates would promote cooperative behavior among enterprises, which had long-term and systematic characteristics, but would gradually weaken over time. The results of the shock response showed that most of the shock responses tended to decline in concussion. Among

收稿日期：2019-04-17；**修订日期：**2019-10-18

基金项目：国家社会科学基金青年项目“21 世纪海上丝绸之路沿线港口供应链融合与绩效研究”的阶段性成果(15CJY008).

作者简介：王圣，助理研究员，博士，研究方向为海洋经济

them, the changes in cooperative investment only had an impact on traffic volume in the short term.

Key words: Liner enterprise, Industry alliance, Supply chain integration, PVAR model, Marine transportation

0　引言

回顾海洋运输业的历史演变可以发现，从行业内的合作到行业间的合作，再到供应链节点企业的全方位合作，合作与整合贯穿于行业发展的整个过程之中。无论是较为松散的工会、联盟形式，还是以兼并重组为代表的深度资本整合，其背后的逻辑都是通过资源的集聚，扩大规模优势，而这种商业逻辑形成的原因是多方面的[1]。从行业内部分析，首先，海洋运输业所提供的服务具有类似必需商品的特征，即需求数量很大但价格很低，因此总收益对价格十分敏感，同时边际生产成本几乎为零，这意味着通过规模优势降低成本是企业盈利的核心理念[2]。其次，为适应新贸易形势下对物流效率的追求，船公司需要提供更加快速的运输服务以确保市场份额，而实践证明，提高发船频率是最有效的解决办法，这意味着船公司必须在航线上部署更多的船只，并进一步扩大规模优势[3]。在行业外部，由于生产率水平的提高和互联网的广泛应用，信息的获取和共享更为顺畅，使得企业可以根据市场的需求制订生产计划，通过“按订单生产”的模式，减少经营中的不确定性和库存成本。这种生产模式的转变必然会影响到物流、贸易等下游行业，对其所提供的服务的模块化和精准化提出更高的要求，并由此产生了“精准物流”“无缝对接”等概念，而要做到这一点，仅靠单个企业是无法完成的，需要供应链上所有企业的协同合作才能实现[4]。这种全球运输的网络结构对海上运输服务提出了更高的要求，企业不仅要在价格方面具有竞争力，高效、便捷、可靠等因素在服务商的选择中发挥着越来越大的作用。相应地，物流行业的竞争也已经不再是企业层面的竞争，而是供应链与供应链之间的竞争，班轮企业纵向整合的重要性愈发凸显。

1　数据来源与指标选择

根据模型的设定和各变量之间的影响，如果使用一般时间序列模型或面板数据模型，将存在较为严重的内生性问题，因此采用面板向量自回归(PVAR)模型进行实证分析。在 VAR 模型中仅有内生变量的滞后值出现在等式的右边，所以不存在同期相关性，与面板数据的结合也缓解了小样本下统计量的偏误问题。

实证分析使用的资料收集了 7 家公司共 21 期的数据，频率为半年，时间跨度为 2006—2016 年，数据来自 wind 咨询所提供行业数据库，克拉克森航运咨询公司提供的咨询报告以及各上市公司年度和半年度报告。由于国内海洋运输业上市公司较少，同时受全球经济低迷的影响，海洋运输业破产和兼并重组的现象较为普遍，为保证数据的连续性以及 PVAR 模型对平衡面板数据的要求，在国内仅选取了天津海运、中国远洋和中海集运 3 家上市公司。境外的上市公司选取了马士基、东方海外、长荣、阳明、万海。模型所要分析的指标包括企业营业利润、集装箱运价、集装箱货运量和供应链投资，其中供应链投资用以反映企业供应链合作的情况。营业利润可以从企业年报中直接获取，集装箱平均运价可以根据克拉克森提供的咨询报告计算获得。集装箱货运量由于不属于强制性披露指标，因此仅有马士基、中国远洋等少数公司公布了该数据，但通过分析年报发现，企业分部门收入中，运输部门的收入在除以平均运价后可以近似等于实际货运量。为验证这一想法的可靠性，用该方法计算得出的结果与马士基公布的实际运量进行了比较，误差在 5%以内。关于供应链投资的资料，没有任何一家公司予以公布，因此必须寻找其他指标加以替代，在年报披露的数据中，长期股权投资、资本性收益和投资活动现金流量这 3 个指标可以作为参考，其中长期股权投资反映了企业对外投资的情况，但其数值统计的是所有人权益的存量，并且各公司之间采取的会计核算方法也有所不同；资本性收益反

映的是企业投资的收益情况；投资活动现金流量反映了企业投资活动的流量，但其中包括了对企业自身的投资。经过权衡，最终选择了投资活动现金流量作为供应链投资的替代指标，尽管这一指标仍不够理想，但从目前已掌握的数据来看，没有更好的可替代选择，表 1 为模型所用数据的主要统计指标。

表 1 模型所用数据的主要统计指标

指标	收入	营业利润	投资	运价
平均值	3.21e+10	2.21e+09	8.91e+09	6 360.714
标准差	4.23e+10	7.76e+09	1.37e+10	2 156.537
最小值	5.89e+07	−1.55e+10	1 341 489	2 281
最大值	2.09e+11	4.28e+10	5.46e+10	11 853

2 PVAR 模型的参数估计

实证分析采用面板向量自回归（panel-vector autoregressive model，简称 PVAR）的方法建立计量模型，即将向量自回归（VAR）的分析思路应用到面板数据中，该计量方法最早由 Holtz-Eakin 等[5]引入，随后 Arellano 等[6]和 Blundell 等[7]学者又对其进行了改进，目前该方法已在国际贸易、金融以及宏观经济学等各领域得到了广泛的应用[8]。

2.1 数据处理

由于向量自回归过程并不事先预定变量之间的因果关系，所有的变量都被视为是内生的，因此其滞后一阶的模型形式如下所示：

$$Z_{it} = \Gamma_0 + \Gamma_1 Z_{it-1} + f_i + d_t + e_t \tag{1}$$

式中：i 和 t 分别代表公司和观察年份，Z_{it} 为 3×1 维向量 $[\text{price}, \text{volume}, \text{invest}]'$，price 代表运价，volume 代表运量，由运输部门的收入除以运价作为其近似值，invest 代表投资活动现金流量，f_i 和 d_t 分别为个体效应和时间效应，e_t 为残差。下面将对包含 3 变量（price，volume，invest）的 PVAR 模型分别进行回归。以 $Z_{it}=[\text{price}, \text{revenue}, \text{invest}]'$ 为例，则 VAR(p)的第 3 个方程为：

$$\text{invest}_{it} = x'_{it} b^3 + f_i^3 + d_t^3 + \mu_{it}^3 \tag{2}$$

式中：$x'_{it} = [Z_{it}' Z_{it-1}' \cdots Z_{it-p}']$，$b^3$ 为 $3p\times1$ 维向量，f_i^3 和 d_t^3 分别代表 invest 方程的个体效应和时间效应，μ_{it}^3 为干扰项，其矩条件可以表示为：

$$E(\mu_{it}^m \mid f_i^m, d_t^m, x_{it}, x_{it-1}, x_{it-2}, \cdots) = 0$$
$$m = 1, 2, 3 \tag{3}$$

由于该模型包含了个体效应 f_i^m，且 f_i^m 与 t 不相关，同时解释变量 x_{it} 中又包含了被解释变量 Z_{it} 的滞后项，因此该模型为包含固定效应的动态面板数据模型。通常该类模型的处理步骤为：首先采用“组内均值差分法”①去除时间效应和固定效应，由于被解释变量的滞后会导致固定效应与回归变量之间有一定的相关性，如果用平均差分法会消除固定效应会引入序列相关，因此这里采用 Arellano 和 Bover[7]建议的“前向均值差分法”②来去除固定效应，然后采用广义矩估计（GMM）的方法来获得 b^m 的一致估计量。

2.2 滞后阶数的选择与平稳性检验

在正式估计模型的参数之前，必须首先确定模型的滞后阶数，通常采用赤池信息准则 AIC、贝叶斯信息准则 BIC 以及汉南-昆信息准则 HQIC 来对模型进行评价。

（1）赤池信息准则 AIC，

$$\text{AIC} = [M \cdot \ln(2\pi) + M + \ln|\hat{V}|] + \frac{2k}{N^*} \tag{4}$$

（2）贝叶斯信息准则 BIC，

$$\text{BIC} = [M \cdot \ln(2\pi) + M + \ln|\hat{V}|] + \frac{\ln(N^*) \cdot k}{N^*} \tag{5}$$

（3）汉南-昆信息准则 HQIC，

$$\text{HQIC} = [M \cdot \ln(2\pi) + M + \ln|\hat{V}|] + \frac{2\ln[\ln(N^*)] \cdot k}{N^*} \tag{6}$$

式中：N^* 为模型中参与回归的有效样本个数，k 为模型中待估参数的个数，$\hat{V}$ 为模型的残差平方和，以上 3 个准则的基本思路均是通过对增加待估参数进行惩罚，在保证模型具有适当拟合度的同时，避

① 组内均值差分法：首先计算出各变量每一年所有公司的平均值，再用变量的实际值减去平均值即可消除时间效应。

② 前向均值差分法：对各变量的未来值取平均，即对某个观察值从 $t+1$ 期加总到 T 期后取平均，再用变量的实际值减去平均值。采用前向均值法去除个体效应的好处在于如果模型的干扰项不存在非均齐变异，则上述变换仍能够保持这种性质，且不会引入序列相关。

免引入过多的变量。表 2 中列出了基于以上 3 种准则对 3 变量 PVAR 模型滞后阶数的选择结果，可以看出 3 种准则均选择了 3 阶滞后模型。

表 2　PVAR 模型滞后阶数选择

滞后阶数	AIC	BIC	HQIC
1	111.537	112.218	111.814
2	105.221	106.12	105.586
3	104.901*	106.038*	105.363*
4	105.132	106.526	105.698

在数据的平稳性方面，由于面板数据模型的伪回归并没有时间序列模型的伪回归严重，因此对面板数据模型的平稳性检验要求要低于时间序列数据。此处使用的资料为 7 家公司共 21 期的数据，截面数远小于时期数，因此无须进行单位根检验。

2.3　回归结果分析

进行回归时会遇到变量放置的顺序问题，这里参考 Love[9] 的建议，将向量（price，revenue，invest）中外生性的变量放在左边，内生性的变量放在右边进行回归，PVAR 模型的回归结果如表 3 所示。

表 3　PVAR 模型参数回归结果

变量	参数值	t 值
运量		
L. 运量	0.128	0.59
L. 运价	−0.030	−0.09
L. 供应链投资	0.038**	2.14
L2. 运量	0.117***	13.40
L2. 运价	0.025	0.13
L2. 供应链投资	0.025	1.45
L3. 运量	0.044	−0.19
L3. 运价	−0.055	−0.26
L3. 供应链投资	−0.011**	−2.05
运价		
L. 运量	−0.016	−0.74
L. 运价	0.767*	1.95
L. 供应链投资	0.001	0.40
L2. 运量	0.007	0.93
L2. 运价	−0.516***	−3.02
L2. 供应链投资	0.001	1.06
L3. 运量	0.025	0.98
L3. 运价	0.276	0.76
L3. 供应链投资	0.001	1.49
供应链投资		
L. 运量	0.778	0.61
L. 运价	0.389**	2.22
L. 供应链投资	0.027	−0.06
L2. 运量	−0.021	−0.04
L2. 运价	−0.21*	−1.80
L2. 供应链投资	1.053***	2.62
L3. 运量	−0.082	−0.56
L3. 运价	0.138***	3.29
L3. 供应链投资	0.116	0.67
N	128	
AIC	104.901	
BIC	106.038	
HQIC	105.363	

注：L 为滞后算子；* $P<0.1$，** $P<0.05$，*** $P<0.01$。

在以运量为被解释变量的方程中，上一期的投资对运量有较好的解释力度，并通过了 5% 显著性水平下的检验，且影响为正向，这与理论预期吻合，同时回归参数值过小也反映了海洋运输业投资额相对庞大的特征。此外，运量还受到自身滞后两期值的显著影响，这与采用的是半年数据有关。在以运价为被解释变量的方程中，可以看出运价与仅自身的滞后值相关，并且均通过了 10% 显著性水平的检验，其中滞后二期的影响最为明显。值得注意的是，无论是作为解释变量还是被解释变量，均未发现运量和运价之间存在显著的相关关系。由于所考察的时间（2006—2016 年）正处于海洋运输业的萧条期，整个行业存在结构性的运力过剩，这使企业的实际运量更大程度地受到市场需求因素的控制，并导致运量指标表现出较强的外生性。同时，在市场不景气的情况下，企业的运量往往无法达到最优生产规模的水平，且常常出现亏损的情况，这意味着企业在制定运价时会更多地受到平均成本以及行业整体态势的影响。在以投资为被解

释变量的方程中，运价和投资的滞后值均对投资产生显著影响。其中投资滞后两期与数据的采集频率有关，运价对投资的影响为正意味着行业的景气促进了企业的投资行为，说明投资指标可能在更大程度上反映了企业的资本性投资行为。

3 冲击反应与方差分解

图 1 展示了由运量、运价和投资 3 变量构成的 PVAR 模型的冲击反应图像。分析对冲击反应进行了 500 次 Monte-Carlo 模拟，并选出 95%的上限和 5%的下限，在文中分别以短划线和长划线表示。当上限大于 0 且下限小于 0 时，不能认为反应是显著异于 0 的，因此图 1 中价格对投资的反应，以及投资对价格的反应均不显著。运量对自身的反应呈震荡衰减的趋势，对运价和投资的反应仅在第一期显著；运价对运量的反应呈震荡衰减的趋势，对自身的反应呈持续递减的趋势，大致在第二期衰减至 0；投资对运量和自身的反应均呈震荡衰减的趋势。

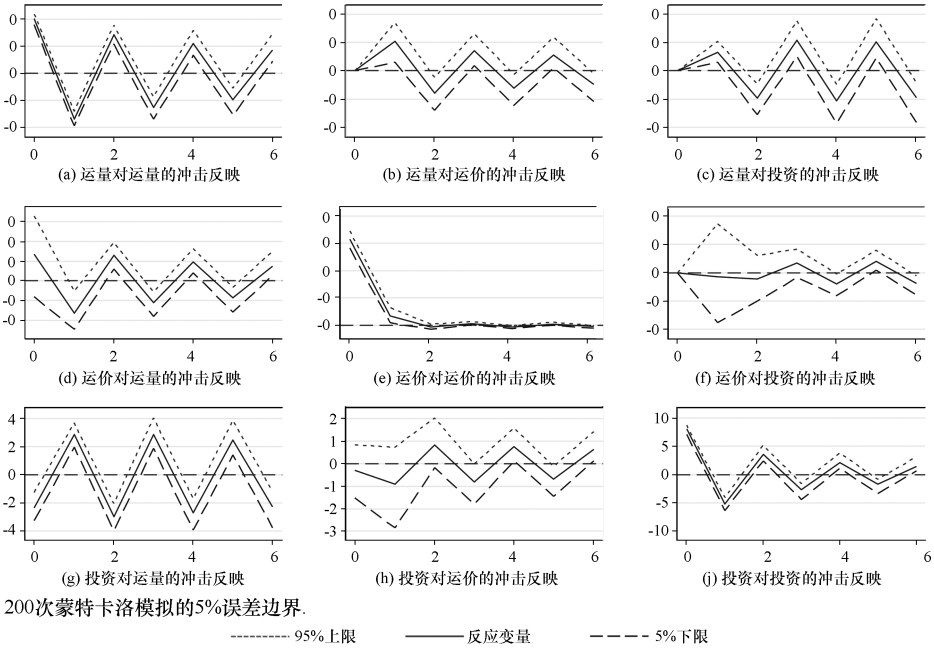

图 1 三变量 PVAR 模型冲击反应图像

表 4 为向后预测 6 期后误差方差的构成情况，可以看出，运量和运价的预测误差绝大部分来自其自身，占比均在 90%左右；在对投资的预测中，运量和投资自身是误差的主要来源。

表 4 预测误差的方差分解

变量	滞期	运量	运价	投资
运量	1	1	0	0
运价	1	0.007	0.993	0
投资	1	0.077	0.001	0.922
运量	2	0.949	0.036	0.015
运价	2	0.018	0.982	0
投资	2	0.128	0.008	0.863
运量	3	0.922	0.043	0.035
运价	3	0.024	0.976	0
投资	3	0.174	0.012	0.813
运量	4	0.901	0.046	0.053
运价	4	0.029	0.971	0.001
投资	4	0.212	0.015	0.772
运量	5	0.884	0.048	0.068
运价	5	0.032	0.966	0.001
投资	5	0.242	0.018	0.74
运量	6	0.872	0.049	0.079
运价	6	0.035	0.963	0.002
投资	6	0.265	0.02	0.715

4　结论

通过梳理文献可以发现，利用规模优势降低成本是海洋运输业的主要特征和演化趋势。以此为原则，企业行为模型的均衡结果较好地解释了合作行为产生的原因，并从理论上证明了海洋运输业内的合作行为有助于企业绩效的改善，但改进效果只有在企业能够有效调整自身固定成本的前提下才能显现出来。同时，这种合作将使企业能够在更低的固定成本水平上经营，以减小企业的投资压力和风险，并对垄断的形成起到了一定的消解作用。企业在供应链上的合作行为同样对绩效的改善起到了促进作用，并且合作会导致企业运量的提升。实证分析结果证实了企业间的合作行为对运量的提升有正向的促进作用，运量对滞后 1 期合作投入的弹性为 0.038，滞后 2 期和 3 期的合作投入对运量没有显著影响。同时，运价的提升将会进一步促进企业间的合作行为，这种影响具有长期性和系统性的特征，但会随时间逐渐弱化，而运价自身则表现出更强的外生性。冲击反应的结果显示大部分的冲击反应呈震荡衰减的趋势，其中合作投入的变化仅在短期内对运量产生影响。方差分解的结果显示对未来预测的误差大部分来自变量自身。

参考文献

[1]　任肖嫦，王圣.蓝色经济区港口供应链整合的经济影响分析[J].东岳论丛，2016，37(1)：143－148.

[2]　陈继红.集装箱班轮联营系统舱位租赁与分配决策优化模型[J].数学的实践与认识，2011，17：48－55.

[3]　陈金海，余思勤，黄顺泉，等.集装箱班轮运输的成本测算与成本管理：以远东－西北欧航线为例[J].航海技术，2014(1)：1－4.

[4]　王圣，任肖嫦.港口供应链优化整合研究[J].海洋开发与管理，2013，30(7)：96－100.

[5]　HOLTZ-EAKIN D，NEWEY W，ROSEN H S.Estimating Vector Autoregressions with Panel Data[J].Econometrica，1988，56(6)：1371－1395.

[6]　ARELLANO M，BOND S. Some Tests of Specification for Panel Data：Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations[J].Review of Economic Studies，1991，58(2)：277－297.

[7]　ARELLANO M，BOVER O.Another look at the instrumental variable estimation of error-components models[J].Journal of Econometrics，1995，68(1)：29－51.

[8]　阳义南，连玉君.中国社会代际流动性的动态解析：CGSS 与 CLDS 混合横截面数据的经验证据[J].管理世界，2015(4)：79－91.

[9]　LOVE I.Financial Development and Financing Constraints：International Evidence from the Structural Investment Model[J].Review of Financial Studies，2003，16(3)：765－791.