

港口保税区对港口城市经济增长影响的实证研究

——以天津港保税区为例

陈昱晨, 邓玉林, 田贵良

(河海大学商学院, 江苏 南京 210098)

摘要:借助 Johansen 协整检验和 Granger 因果检验等计量经济方法,选取 1992—2011 年天津港保税区出口加工、转口贸易、保税仓储三大功能的经济指标以及天津市人均 GDP、人均工业总产值,从港口保税区的角度分析天津港-城经济发展的关系。实证结果表明,天津港保税区的发展对城市经济的发展有很强的推动作用,其中天津港保税区工业总产值的增长促进了天津城市经济的发展,但同时也加剧了天津市本地工业的行业竞争,针对这一情况,提出相应的应对措施。

关键词:港口保税区;港城关系;协整分析;Granger 因果检验

中图分类号:F224.9

文献标识码:A

文章编号:1003-9511(2013)04-0005-05

一直以来,“港城关系”是学术界的研究热点。由外向型城市经济引致的运输需求培育了港口,城市为港口的发展提供了保障和服务,城市的发展影响港口的功能定位和发展战略;港口的生产经营活动为城市的经济增长作贡献,港口的发展带动相关产业和行业的发展,对城市经济的发展起到了有力的推动作用。随着对外开放程度的不断加深,我国目前在港口地区设置了 15 个保税区。保税区作为港区的一部分,具有出口加工、转口贸易、保税仓储三大功能,成为拉动外向型城市经济的重要载体。笔者以天津港保税区为例,选取了一定的城市经济指标和代表港口保税区三大功能的经济指标,运用 Johansen 协整检验与 Granger 因果检验等计量经济方法,从天津港保税区“进出口加工、国际贸易、保税仓储”三大功能的角度,研究天津港与天津市 GDP、工业产值增长的关系。

1 文献回顾

国外学者主要从港口功能和绩效方面研究港口发展和区域经济的关系。Bendall 等^[1]、Taberna-cle^[2]和 Ashar^[3]从码头货物装卸效率方面, Talley^[4]通过比较港口的实际吞吐量与最优吞吐量,研究港口效率的提高促进生产效率和利润率的提升,从而

催生较高水平的产值、收入和就业。Bristow 等^[5]从港口的功能规划与管理方面、Seabrooke 等^[6]从港口货运量的增长和发展方面,研究香港港口发展与区域经济增长的关系。国内学者主要从 3 个方面分析了港口和城市的关系:① 港口发展对城市经济的带动作用;② 城市经济发展对港口发展的促进作用;③ 港城经济发展的互动关系。吕玉晓等^[7]以山东省日照市为例分析港口发展对城市经济的带动作用,得出港口是城市发展的核心,提出以发展港口促进区域经济发展的战略措施。王泽宇等^[8]回顾了大连市经济发展的历史与现状,得出大连市经济发展对港口发展有巨大的拉动作用。李增军^[9]分析了港口对城市经济的促进作用,以及城市发展对港口的支持和保障关系。阎小培等^[10]通过相关分析与回归分析,研究广州港与广州城市经济的互动关系,得出港口对城市发展贡献很大,城市对港口发展起到具有反馈甚至是决定性作用。

王莉^[11]指出我国保税区对腹地经济发展的推动作用与发达国家相比差距较大,并研究了其中的制约因素,提出通过“区港一体化”等战略促进保税区功能升级,使保税区成为促进区域乃至全国经济增长的动力来源。苟利军^[12]从“区港联动”的角度分析了保税区对区域发展和振兴的重要战略意义。

基金项目:国家自然科学基金(41001377);中国海洋发展研究中心科研项目(AOCQN2011)

作者简介:陈昱晨(1988—),女,安徽芜湖人,硕士研究生,主要从事管理科学与工程研究。

刘恩专^[13]以天津港保税区为例,分析了保税区促进区域经济发展的机理,从带动区域产业、贸易与物流、资本形成、就业与收入的角度分析了保税区的绩效,并利用修正的“出口模型”定量分析保税区对区域经济的推动作用,结果表明保税区最大的贡献在于带动区域经济发展。

总的来看,从港口保税区的角度研究港-城经济发展关系的文献较少,现有的文献大多数以定性分析为主,定量分析的文献较少,且采用数据停留在20世纪90年代,不能反映出2001年我国加入世界贸易组织后保税区日益淡化的关税优势和日益加速的产业升级带来的经济影响因素。因此,笔者在借鉴前人研究的基础上,采用天津港保税区1992年建区以来至2011年的数据,重新审视港口保税区对区域经济发展的影响。

2 指标选取与分析方法

2.1 指标选取与样本数据说明

天津港保税区作为天津港国际货物运输的中转站,其进出口加工、转口贸易、保税仓储三大功能带动港口相关产业、行业和促进国际贸易的发展,所以本文采用天津港保税区建区以来从1992—2011年工业产值、进出口总额和进出区货物总值代表其保税区三大功能的发挥程度,作为衡量天津港发展水平的指标。考虑到天津港仅港口本身提供的直接就业机会就超过2万个^[9],为消除就业因素对常住人口的影响,采用1992—2011年天津市人均GDP(Y_T)和人均工业产值(Y_p)作为衡量城市经济的指标。天津港保税区经济指标的单位根据其功能和业务的国际性有的为人民币、有的为美元,为了消除量纲的影响,经济指标在原数据的基础上取自然对数。

所选指标与变量符号如下: Y_T 为天津市人均国内生产总值,单位为万元; Y_p 为天津市人均工业总产值,单位为万元; Y_I 为天津港保税区进出口总额,单位为万美元; Y_V 为天津港保税区工业总产值,单位为万元; Y_C 为天津港保税区进出区货物总值,单位为万美元; $\ln Y_I, \ln Y_V, \ln Y_C$ 分别为各原指标的自然对数值; $D Y_T, D Y_p, D \ln Y_I, D \ln Y_V, D \ln Y_C$ 分别为各原指标的一阶差分,数据均采用Eviews 6.0处理。

2.2 分析方法

目前宏观经济计量分析中,协整检验方法已成为分析非平稳经济变量之间数量关系的最主要工具之一;在计量经济中,为保证计量分析的有效性,避免出现虚假回归等诸多问题,要求所选变量的统计性质不会随着时间的推移而发生变化;然而许多经济问题的变量是非平稳的,1987年恩格尔和格兰杰

提出协整理论(Cointegration),认为对于非平稳的时间序列,它们之间的线性组合却可能是平稳的,这种线性组合揭示了多个时间序列长期均衡的线性关系,即为协整方程。而Granger因果关系检验(Granger Causality Test)已被广泛用于分析经济变量之间的因果关系,该方法由Granger于1969年提出,用来检验变量之间是否存在因果关系以及判定变量之间影响的方向。例如,经济变量 Y_1 的变动能否引起经济变量 Y_2 变动的问题,主要看现阶的 Y_2 能够在多大程度上被滞后的 Y_1 变量解释;如果 Y_1 的滞后值在对 Y_2 的预测中有帮助,其相关系数显著时,认为“ Y_1 是 Y_2 的格兰杰原因”。笔者首先对所选指标进行ADF单位根检验,检查指标的平稳性,接着采用Johansen协整方法对指标序列进行协整检验,最后对存在协整关系的指标序列进行因果关系检验,得出天津港保税区与天津市经济发展的关系。

表1为选取的5个指标1992—2011年期间的变化趋势,由表1可看出,原始样本数据具有一致的变化趋势,而一阶差分后序列的趋势消失(表2),可推测这些一阶单整时间序列的线性组合可能存在稳定性,即存在长期协整关系,可进一步对其进行协整检验。

表1 所选指标的变化趋势

年份	Y_T /万元	Y_p /万元	$\ln Y_I$	$\ln Y_V$	$\ln Y_C$
1992	0.4481	0.2320	-0.9676	-9.2103	0.4700
1993	0.5800	0.3021	-0.4155	-2.5257	2.1518
1994	0.7751	0.3928	-0.3011	0.4055	1.9125
1995	0.9769	0.4905	1.1410	1.5433	2.5479
1996	1.1734	0.5750	1.3686	1.9459	3.2962
1997	1.3142	0.6335	1.8034	1.9416	3.7128
1998	1.4243	0.6446	1.9629	1.5790	3.8495
1999	1.5405	0.7005	2.0055	1.4207	3.8390
2000	1.7353	0.8014	2.2956	2.4239	3.8501
2001	1.9141	0.8669	2.4973	2.8297	3.9122
2002	2.1387	0.9630	3.0540	3.1153	4.1744
2003	2.5544	1.2067	3.5888	3.7331	4.5252
2004	3.0575	1.5231	3.9964	4.5109	4.8771
2005	3.7796	1.8948	4.4004	5.0893	5.2344
2006	4.2141	2.1355	4.5505	5.5413	5.5383
2007	4.7970	2.4309	4.6093	5.8145	5.8013
2008	5.8656	2.9846	4.8370	6.1314	5.9215
2009	6.2574	3.0132	4.6047	6.3998	6.0331
2010	7.2994	3.4903	4.9793	6.6980	6.1728
2011	8.2600	3.9713	5.2563	7.0035	6.3308

注:表中数据根据天津统计年鉴^[14]、天津港保税区1992—2011统计年报^[15]整理所得。

3 实证分析

3.1 单位根检验

由于协整关系只能同阶平稳的时间序列之间

进行检验,因此先对所选指标进行 ADF 单位根检验,结果显示(表3)所选指标本身为非平稳序列,但其一阶差分序列至少在 95% 的置信度上拒绝了存在单位根的原假设,是一阶平稳序列。

表2 一阶差分后的指标变化趋势

年份	D Y _T	D Y _P	D lnY _I	D lnY _V	D lnY _C
1993	0.1319	0.0701	0.5521	6.6846	1.6818
1994	0.1951	0.0907	0.1144	2.9312	-0.2393
1995	0.2018	0.0977	1.4421	1.1378	0.6354
1996	0.1965	0.0845	0.2276	0.4026	0.7483
1997	0.1408	0.0585	0.4347	-0.0043	0.4166
1998	0.1101	0.0111	0.1595	-0.3626	0.1367
1999	0.1162	0.0559	0.0426	-0.1583	-0.0105
2000	0.1948	0.1009	0.2900	1.0032	0.0111
2001	0.1788	0.0655	0.2018	0.4058	0.0621
2002	0.2246	0.0961	0.5567	0.2856	0.2622
2003	0.4157	0.2437	0.5348	0.6178	0.3508
2004	0.5031	0.3163	0.4076	0.7777	0.3520
2005	0.7221	0.3717	0.4040	0.5785	0.3573
2006	0.4345	0.2408	0.1501	0.4520	0.3040
2007	0.5829	0.2954	0.0588	0.2732	0.2630
2008	1.0686	0.5537	0.2277	0.3169	0.1202
2009	0.3918	0.0286	-0.2323	0.2684	0.1116
2010	1.0420	0.4771	0.3746	0.2982	0.1396
2011	0.9606	0.4810	0.2771	0.3055	0.1580

注:表2是表1的基础上做一次差分运算,即本年数值减去上一年数值,由于1992年为所选统计指标的起始年,故1992年的差分结果不可得。

表3 天津市与天津港保税区经济指标的单位根检验

变量	滞后阶数	T-值	可能性	1%置信值	5%置信值	10%置信值	检验结果
Y _T	3	-0.712517	0.9532	-4.667883	-3.733200	-3.310349	不平稳
D Y _T	0	-4.436515	0.0129	-4.571559	-3.690814	-3.286909	平稳
Y _P	0	0.344990	0.9973	-4.532598	-3.673616	-3.277364	不平稳
D Y _P	0	-4.895345	0.0055	-4.571559	-3.690814	-3.286909	平稳
lnY _I	4	-0.468417	0.9721	-4.728363	-3.759743	-3.324976	不平稳
D lnY _I	3	-4.164515	0.0256	-4.728363	-3.759743	-3.324976	平稳
lnY _V	1	-3.275263	0.1019	-4.571559	-3.690814	-3.286909	不平稳
D lnY _V	4	-3.431313	0.0875	-4.800080	-3.791172	-3.342253	平稳
lnY _C	1	-1.523965	0.7820	-4.571559	-3.690814	-3.286909	不平稳
D lnY _C	2	-5.592190	0.0021	-4.667883	-3.733200	-3.310349	平稳

表4 天津市与天津港保税区经济指标的 Johansen 协整检验

协整项目	协整向量个数原假设	特征值	迹统计向量	5%临界值	可能性	结论
Y _T -lnY _I	R=0	0.683116	21.965000	15.494710	0.0046	拒绝
	R=1	0.068594	1.279079	3.841466	0.2581	接受
Y _T -lnY _V	R=0	0.737472	24.550480	15.494710	0.0017	拒绝
	R=1	0.026170	0.477327	3.841466	0.4896	接受
Y _T -lnY _C	R=0	0.716793	23.586030	15.494710	0.0024	拒绝
	R=1	0.047588	0.877635	3.841466	0.3488	接受
Y _P -lnY _I	R=0	0.626076	18.184000	15.494710	0.0192	拒绝
	R=1	0.026170	0.477341	3.841466	0.4896	接受
Y _P -lnY _V	R=0	0.636212	18.455460	15.494710	0.0174	拒绝
	R=1	0.014021	0.254159	3.841466	0.6142	接受
Y _P -lnY _C	R=0	0.605480	17.428460	15.494710	0.0253	拒绝
	R=1	0.037442	0.686900	3.841466	0.4072	接受

3.2 协整检验

由单位根检验结果可知,所选指标均为一阶单整,由此推断它们之间存在平稳的线性组合, Johansen 协整检验结果见表4。

由表4可以看出,天津市人均 GDP 与天津港保税区三大功能的发挥存在长期协整的关系,其方程为

$$Y_T = 1.52 \ln Y_V = 0.33 \ln Y_I = 0.34 \ln Y_C \quad (1)$$

协整方程式(1)表明,作为天津港重要的功能区域,天津港保税区1个单位的工业总产值、进出口总额、进出区货物总值可分别为天津市带来1.52, 0.33, 0.34个单位的人均国内生产总值,天津港保税区进出口加工、转口贸易、保税仓储三大功能对应经济指标的增长促进了天津市人均 GDP 的增长,表明港口的发展确实是城市经济发展的动力。其中代表进出口加工功能的天津港保税区工业总产值对天津市经济指标的促进作用最大,这主要是“十一五”以来,天津紧紧抓住滨海新区一城三区(天津港保税区、滨海高新区、经济技术开发区)开发和开放的历史性机遇,紧抓产业结构优化和提升,全力推动工业转型升级的结果。

由表4可以看出,天津市人均工业总产值与天津港保税区三大功能的发挥也存在长期协整的关系,其方程为

$$Y_p = -3.22 \ln Y_v = 0.64 \ln Y_1 = 1.11 \ln Y_c \quad (2)$$

协整方程式(2)表明,天津港保税区1个单位的工业总产值、进出口总额、进出区货物总值可分别为天津市带来-3.22,0.64,1.11个单位的人均工业总产值。联立协整方程式(1),可看出随着我国开放程度的加深,在天津港设置保税区使国际上具有竞争力的工业巨头更容易进入,增强了天津作为老工业基地的竞争力,有助于城市打破条块分割以及地方保护主义,形成更为统一和充满生机的市场经济,促进城市经济的发展。

3.3 Granger 因果检验

由协整检验可知,天津市人均国内生产总值、人均工业总产值与天津港保税区三大功能指标之间存在长期协整关系,但并不能确定它们之间的因果关系,因此进行 Granger 因果检验,结果见表5。

表5 天津市与天津港保税区经济指标的 Granger 因果检验

原假设	样本数	F-统计值	可能性	结论
$\ln Y_1$ 不是 Y_T 的格兰杰原因	18	0.27303	0.7653	接受
Y_T 不是 $\ln Y_1$ 的格兰杰原因	18	0.02529	0.9751	接受
$\ln Y_v$ 不是 Y_T 的格兰杰原因	18	3.01899	0.0838	拒绝
Y_T 不是 $\ln Y_v$ 的格兰杰原因	18	0.19089	0.8285	接受
$\ln Y_c$ 不是 Y_T 的格兰杰原因	18	0.33565	0.7209	接受
Y_T 不是 $\ln Y_c$ 的格兰杰原因	18	0.60312	0.5617	接受
$\ln Y_1$ 不是 Y_p 的格兰杰原因	18	0.55129	0.5891	接受
Y_p 不是 $\ln Y_1$ 的格兰杰原因	18	0.00708	0.9930	接受
$\ln Y_v$ 不是 Y_p 的格兰杰原因	18	2.37840	0.1318	接受
Y_p 不是 $\ln Y_v$ 的格兰杰原因	18	0.13314	0.8765	接受
$\ln Y_c$ 不是 Y_p 的格兰杰原因	18	0.32230	0.7301	接受
Y_p 不是 $\ln Y_c$ 的格兰杰原因	18	0.69249	0.5179	接受

由 Granger 因果关系检验可以看出,天津港保税区工业总产值的增长是天津市人均 GDP 增长的 Granger 原因,反之则不是,说明天津港保税区工业的发展确实是城市经济增长的动力,天津港保税区工业的发展服务于更大范围的区域而不仅仅是本地,具有广阔的发展空间;天津港保税区工业总产值的增长与天津市工业总产值的增长互不为因果关系,说明随着我国对外开放程度的加深、外来工业巨头的涌入加剧了市场竞争,而本地工业企业发展缓慢,反映了天津工业企业发展的问题,这些问题从前人的研究结果中均能得到验证,例如谢蕊蕊等^[16]运用超越对数函数的随机前沿分析模型对天津工业竞争力进行实证分析,研究表明天津工业企业的技术进步率不仅低于全国平均水平,甚至低于一些西部工业不发达的地区。

天津是中国工业化城市快速发展的缩影,不但具备内陆城市的完善布局,还拥有沿海城市的地理环境优势,相邻北京处于环渤海经济发展区域的中心,地源优势非常明显,拥有大量的实力雄厚的科研

院所和教育机构,具有良好的工业发展硬件条件。针对天津市工业企业的发展,天津市应全力打好“开发-开放”攻坚战,在工业发展方面除了“请进来”外,还须坚持“走出去”,应摒弃传统工业过度消耗资源能源、对环境造成巨大压力的粗放式发展模式,加速工业产业的升级和改造,集中发展优势行业,转移比较劣势的产业;充分利用保税区等开放经济区域带来的外商投资企业技术知识外溢的效果,从而产生“学习”和“创新”效应,加速技术的进步,促进国内企业的产品和业务创新;创建良好的国际投资环境,推动天津成为外商投资中小工业企业的沃土,让具有核心竞争力的中小工业企业的快速发展作为城市工业产值的后续助推器,使天津市在中外客商云集的竞争格局下实现区域经济的快速增长。

4 结 论

本文从天津港保税区出口加工、转口贸易、保税仓储三大功能的角度,研究天津港与天津市经济增长的关系,结果表明,天津港的发展对城市经济的增长有巨大的促进作用。另外,港口的开放使城市工业竞争加剧。在方法上,运用 ADF 单位根检验确保所选指标的平稳性,运用 Johansen 协整检验与 Granger 因果关系检验反映港口发展与城市经济发展的关系,得出的结果对天津港-城发展具有揭示与指导意义。

参考文献:

- [1] BENDALL H, STENT A. On measuring cargo handling productivity[J]. *Maritime Policy & Management*, 1987, 14(4):337-343.
- [2] TABERNACLE J. A study of the changes in performance of quayside container cranes[J]. *Maritime Policy & Management*, 1995, 22(2):115-124.
- [3] ASHAR A. Counting the Moves[J]. *Port Development International*, 1997(12):25-29.
- [4] TALLEY W. Optimum throughput and performance evaluation of marine terminals[J]. *Maritime Policy & Management*, 1988, 15(4):327-331.
- [5] BRISTOW R, ZHAO Xiaobin, SUM L P. Some consequences and impacts of port development: the Hong Kong case[J]. *GeoJournal*, 1995, 37(4):525-536.
- [6] SEABROOKE W, HUI E C M, LAM W H K, et al. Forecasting cargo growth and regional role of the port of Hong Kong[J]. *Journal of Transport Geography*, 2003, 20(1):51-64.
- [7] 吕玉晓, 李宗伟. 港口在城市发展中的作用:以山东省日照市为例[J]. *城市问题*, 2001(4):35-37.
- [8] 王泽宇, 隋丽丽. 大连经济发展对大连港口经济发展的

- 拉动效应分析[J]. 海洋开发与管理, 2006(1):46-50.
- [9] 李增军. 港口对所在城市及腹地经济发展促进作用分析[J]. 港口经济, 2002(2):38-39.
- [10] 阎小培, 陈再齐, 曹小曙. 广州港经济发展及其与城市经济的互动关系研究[J]. 经济地理, 2005(3):373-378.
- [11] 王莉. 我国保税区腹地经济效应分析[J]. 实事求是, 2005(6):38-39.
- [12] 苟利军. 放大区港联动效应 促进区域经济发展[J]. 港口经济, 2005(2):24-25.
- [13] 刘恩专. 天津港保税区区域经济发展效应的分析评价[J]. 现代财经-天津财经学院学报, 1999(2):16-23.
- [14] 杜西平, 董顺荣. 天津统计年鉴 2011[M]. 北京: 中国统计出版社, 2011.
- [15] 天津港保税区管理委员会. 经济指标统计年报[EB/OL]. <http://www.tjftz.gov.cn/>.
- [16] 谢蕊蕊, 王燕. 基于随机前沿法的天津工业企业竞争力分析[J]. 现代管理科学, 2012(1):94-96.
- (收稿日期:2012-02-01 编辑:方宇彤)

· 简讯 ·

我国顺利加入《华盛顿协议》，水利工程教育将与国际接轨

2013年6月19日在韩国首尔召开的国际工程联盟大会上,中国科协代表我国顺利加入《华盛顿协议》,被正式被接纳为《华盛顿协议》预备会员。

随着我国实施更加开放的人才政策,开发利用国内国际两种人才资源、确立人才竞争比较优势等逐步深入,工程技术人才国际交流合作日益频繁,加入《华盛顿协议》的需求更加紧迫。几年来,在中国科协、教育部等部委和工科行业学会的共同努力下,我国已初步建立了与《华盛顿协议》要求基本一致的工程教育认证体系。中国科协所属的中国工程教育认证协会是经中国政府部门授权在中国开展工程教育认证的唯一合法组织。截至2012年底,已在机械、水利、电子与电气、化工制药、计算机、土木等14个专业领域,认证了400多个专业点,取得了良好效果。

加入《华盛顿协议》是促进我国工程师按照国际标准培养、提高工程技术人才培养质量的重要举措,是推进工程师资格国际互认的基础和关键,对我国工程技术领域应对国际竞争、走向世界具有重要意义。

2007年,全国工程教育专业认证专家委员会批准成立了水利类专业认证试点工作组,经过几年试点,2011年底全国工程教育专业认证专家委员会批复同意成立“水利类专业认证分委员会”。水利类专业认证分委员会由15人组成,委员中既有高校的教授,又有工程企业的专家,以及行业学会的专家,包括了水文与水资源工程、水利水电工程、港口航道与海岸工程、农业水利工程等4个专业。

到2012年底,经培训后认定的水利类专业认证专家共有42名,已对11所高校的水文与水资源工程专业和3所高校的水利水电工程专业和1所高校的港口航道与海岸工程专业进行了认证。

近年来,水利建设和投资力度增大,水利类专业高校招生规模和人数逐步增加。根据统计,开设水利类专业的高校约有86所,共计开办水利类专业点141个。因此,开展水利类专业认证工作,有助于促进我国水利工程教育的改革,加强水利工程实践教育,进一步提高水利工程教育的质量;吸引企业界的广泛参与,进一步密切水利工程教育与产业界的联系,提高水利工程教育人才培养对水利产业的适应性;更重要的是可促进我国水利工程教育参与国际交流,实现国际间本科工程教育的学位互认;未来将会与我国即将启动的注册工程师制度相衔接。水利类专业认证工作任重道远,期望得到更多专家、组织的关心与支持。

(本刊编辑部供稿)