

항만 소유구조에 따른 효율성 모형 비교연구

황진수¹ · 전홍석² · 강성찬³

¹인하대학교 통계학과, ²인하대학교 통계학과, ³인하대학교 통계학과

(2009년 8월 접수, 2009년 10월 채택)

요약

항만이나 공항의 소유구조에 대한 효율성 분석은 지금까지 서로 엇갈리는 결과를 제시하고 있다. 즉, 민영화 또는 공영화로 인한 효율성 효과가 자료 또는 분석 방법에 따라서 일치된 결과를 보여주지 않고 있다. 본 논문은 국내의 항만이 포함된 국제 항만 교역데이터베이스를 기반으로 베이지안 확률적 프런티어 모형을 적용하여 항만의 소유구조에 따른 효율성 분석을 하였다. 소유 구조는 Tongzon과 Heng (2005)의 방법을 따랐으며 제안된 몇 가지 모형과 그들의 모형을 DIC 통계량을 이용하여 비교하였다. 베이지안 추론에 필요한 MCMC 방법은 Griffin과 Steel (2007)에서 소개된 WinBUGS 프로그램을 이용하여 구현하였다.

주요용어: Stochastic Frontier, Technical Inefficiency, Bayesian Inference, MCMC, 절대정규분포.

1. 머리말

물류, 교통 분야의 발전으로 항만에 대한 경쟁이 강화되는 현실에서 항만 운용의 효율성과 경쟁력에 영향을 주는 요인에 대한 연구가 중요해지고 있다. 외국의 경우 이미 항만 운영에 대한 선진국으로 평가받는 싱가포르, 영국, 미국 등에서 항만의 효율성과 경쟁력 평가에 대해 여러 연구 결과물을 내고 있으며 지금도 활발한 연구가 이루어지고 있는 실정에 반해 우리나라의 경우 국내 항만의 경쟁력 및 효율성 평가에 대한 계량적 분석 사례 및 관련 연구가 많지 않아 국내 항만의 경쟁력을 높이기 위한 효율성 평가의 지표를 찾는 것이 중요하다고 할 수 있다.

항만의 효율성을 나타내는 지표는 경제학적 논리에 따라 주어진 자본 및 기반 시설에서 최대 컨테이너 처리량을 기록하거나 주어진 처리량에서 자본과 시설을 최소한으로 소비하는 데 있다. 투입-산출의 관계를 모형화하는 데 있어서는 일반적으로 사용되는 Coob-Douglas 생산함수를 기준으로 하여 성과를 측정하게 되는데 이러한 함수적 관계를 측정하는 데 있어 주로 자료포락분석(Data Envelopment Analysis:DEA)과 확률적 프런티어 모형(Stochastic Frontier Model) 두 가지가 사용되고 있다.

항만 효율성 측정에 대한 최근의 연구 주제 중 하나는 항만의 소유 구조에 대한 민간 부문의 참여 또는 항만의 민영화가 항만의 경쟁력을 높이는 효과가 있는지에 관한 것이다. Tongzon과 Heng (2005)의 논문에서, 저자들은 항만 운영의 민간 참여 정도에 따른 효율성의 변화가 위로 볼록한 이차함수의 형태로 나올 수 있다고 주장하였다. 이를 위해 확률적 프런티어 모형을 통해 항만의 소유구조에서 민영화 정도를 나타내는 변수와 이의 제곱항을 추가하여 분석한 결과, 변수들은 통계적으로 유의하다고 보기 어려우

이 연구는 인하대학교 교내연구비로 지원되었음.

¹교신저자: (402-751) 인천시 남구 용현동 253, 인하대학교 통계학과, 교수. E-mail: jshwang@inha.ac.kr

나 모형 선택에 대한 가능도비 검정 결과를 토대로 항만의 소유 구조에 대해 정부기관이 감독만 하는 형태의 운영이 항만의 효율성을 늘린다고 볼 수 있다는 결론을 내렸다.

본 연구는 베이지안 확률적 프런티어 모형을 이용하여 항만의 소유 구조별 효율성에 대한 여러 모형 별로 비교분석을 하고 전통적인 분석 방법과도 비교하고자 한다. 모형의 독립변수 및 소유 구조에 대한 점수는 Tongzon과 Heng (2005)의 논문에서 사용되었던 방법을 그대로 원용한다. 베이지안 확률적 프런티어 모형은 윈도우 상의 베이지안 범용 계산 소프트웨어인 WinBUGS1.4.3을 이용, 모형의 모수들에 대한 사전분포로부터 사후분포를 도출하여 점추정과 구간추정을 하였으며, 대부분의 코드는 Griffin과 Steel (2007)의 결과를 이용하였다. 또한 버전 4.1c의 FRONTIER 패키지 프로그램을 이용한 재분석을 통해 전통적인 확률적 프런티어모형의 분석 방법과 베이지안 분석 결과를 비교 하였다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 우선 2절에서 효율성 측정을 위한 확률적 프런티어 모형과 베이지안 확률적 프런티어 모형에 대해 간략하게 소개를 한다. 3절은 25개 주요 항구에 대한 실제 자료를 바탕으로 한 자료 분석 결과 및 이의 해석이며 4절에서는 이에 대한 결론과 향후 과제에 대하여 논하도록 한다.

2. 확률적 프런티어 모형

기업, 공공기관 등의 생산함수 또는 비용함수의 효율성을 추정하는 방법에는 자료포락분석(DEA)과 확률적 프런티어 모형이 있다. 자료포락분석은 비모수적이며 결정적 모형으로 Charnes 등 (1978)에 의해 제시되었으며, 확률적 프런티어 모형은 모수적이며 확률적 모형으로 Aigner 등 (1977)과 Meeusen과 Van den Broeck (1977)에 의해 독립적으로 등장하였다. 두 접근법은 장단점이 있어 DEA는 명확한 함수형태가 없는 상황에서도 접근이 가능하고 선형계획모형(Linear Programming)으로서 여러 투입 요소와 산출 요소를 특정한 모형을 지정하지 않고서도 포함할 수 있는 장점이 있으나 모형에 투입된 요소에 대해 유의성 검정 등을 실시할 수 없어 변수선택이 임의적인 측면이 있고 확정적 모형이므로 생산자가 통제하기 어려운 무작위오차 또한 비효율성 부분에 포함시켜 잘못된 추정을 할 수 있다는 단점이 있다.

이에 비해 확률적 프런티어 모형은 함수적 형태가 현실과 맞지 않을 경우 잘못된 추론을 하는 등의 문제가 있으나, 통계적 유의성 검정을 통해 모형의 타당성을 제고할 수 있고 각 주체들의 기술적 비효율 원인을 모형화할 수 있으며 패널 자료에 대한 분석도 가능하다. 본 연구에서는 확률적 프런티어 모형을 사용한다.

일반적으로 경제학의 생산함수 모형에서 회사 또는 산출 주체 i 의 생산량을 Y_i , 투입된 여러 요소를 X_i 라 하면 투입량과 산출량의 관계는 미지의 함수 f 와 미지의 모수벡터 β 를 이용하여 다음 식으로 표현할 수 있다.

$$Y_i = f(X_i; \beta).$$

이것은 투입량에 대해 이론적으로 가능한 최대 산출량, 즉 생산의 프런티어를 나타낸다고 할 수 있다. 현실적으로 이러한 생산 프런티어를 달성하는 것은 불가능하다. 따라서 프런티어에 도달하지 못하는 부분이 생기는데 이를 비효율성이라 하고 이러한 비효율성을 모형에 포함하여 위 모형을 확장하면

$$Y_i = f(X_i; \beta)\tau_i$$

가 된다. 이때 $0 \leq \tau_i \leq 1$ 가 회사별 효율성 측정 지표가 된다. 즉, $\tau_i = 1$ 이면 회사 i 는 완벽한 효율성을 가진 회사라는 의미이다. 이와 같은 모형의 기저에는 프런티어에서 벗어나는 것은 전적으로 비효율성에 의한 것이라는 가정을 기반으로 한다. 그러나 전통적인 계량경제의 모형에서는 위의 모형에 랜덤한 측정 오차항을 추가한다.

$$Y_i = f(X_i; \beta)\tau_i\xi_i.$$

위의 오차항의 추가로 인하여 확률적 프런티어 모형이라고 부른다. 일반적으로 모수벡터 β 와 투입변수 X_i 의 함수식 $f(\cdot)$ 를 로그 선형함수로 사용하고 위 식의 양변에 로그를 취하면

$$y_i = \beta' x_i + v_i - u_i \tag{2.1}$$

로 표현되며 $y_i = \ln Y_i, v_i = \ln \xi_i, u_i = -\ln \tau_i$ 를 의미하며 $\ln = \log_e$ 로 자연로그를 의미한다. 그리고 x_i 는 X_i 에 로그를 취하여 적절히 변환한 투입량을 나타낸다. 여기서 u_i 는 양수값을 가지는 비대칭형의 비효율성을 나타내는 오차이며 v_i 는 일반적인 측정 오차로서 보통 대칭인 $N(0, \sigma^2)$ 분포를 따른다고 가정한다. 따라서 위 식은 일반적인 선형 회귀모형에 오차항이 두 부분으로 이루어진 형태이다. 여기서 오차항의 두 부분은 서로 독립이라고 가정한다. 비효율성을 나타내는 u_i 의 확률분포는 보통 절단 정규분포(truncated normal distribution), 감마분포(gamma distribution), 또는 반정규분포(half normal)가 많이 쓰인다. Griffin과 Steel (2007)에서는 비효율성이 생산 주체의 특성, 예를 들면 소유 구조등에 영향을 받는 공변량 모형을 고려하여 절단 정규분포 가정에서는 $u_i \sim N^+(\delta' z_i, \lambda^{-1})$, 즉 u_i 의 기댓값, $E(u_i)$ 가 생산주체의 특성인 공변량, z_i 에 대한 선형함수로 표현되며, 지수분포 가정에서는 $-\ln E(u_i)$ 이 생산주체의 특성, z_i 에 대한 선형함수로 표현된다. 이를 정리하면 다음과 같다.

절단정규분포가정

$$E(u_i) = \delta' z_i$$

지수분포가정

$$-\ln E(u_i) = \delta' z_i$$

여기서 z_i 는 생산 주체의 특성을 나타내는 공변량(예, 소유 구조)을 나타내며 δ 는 공변량 z_i 와 비효율성 요소간의 관계를 나타내는 모수이다.

Jondraw 등 (1982) 등은 전통적인 분석 방법으로 비효율성 요소, u_i 가 지니는 분포 형태에 따라 조건부 분포 ($u_i|v_i + u_i$)를 도출함으로써 u_i 에 대한 점추정치를 구했다. u_i 의 분포 또는 점추정치로부터 i 번째 생산 주체의 기술적 효율성, $\tau_i = \exp(-u_i)$ 에 대한 추론도 가능하다 (Battese와 Coelli, 1995). Tongzon과 Heng (2005)의 모형은 비효율성 부분이 절단 정규분포를 따르며 소유 구조 등의 특성을 공변량으로 사용하였다.

2.1. Stochastic Frontier Model의 베이지안 접근법

확률적 프런티어 모형에 대한 베이지안 접근법은 van den Broek 등 (1994)에서 처음 소개되었다. 그들은 베이지안 방법의 이점을 소표본에 기반한 정확도(exact) 추론 가능, 사전정보 및 모델 불확실성과 제약조건에 대한 손쉬운 결합 등을 언급하였는데 이는 전통적인 분석에 대한 베이지안 분석의 일반적인 특성이라고 할 수 있다. 물론 모수의 사전분포의 가정에 대한 객관성 검증과 계산의 복잡함은 베이지안의 문제점으로 지적되고 있다.

모형의 투입변수에 대한 모수 β_i 들의 사전분포와 측정 오차항의 분포 $v_i \sim N(0, \sigma^2)$ 에서의 모수 σ^2 의 사전분포는 다음과 같다.

$$\beta_i \sim N(0, \Sigma), \quad \sigma^{-2} \sim \text{Ga}(a_0, a_1)$$

그리고 비효율성 항의 절단정규분포 가정에 따른 모수들의 사전분포는 Griffin과 Steel (2007)에서 처럼

- $\lambda \sim \text{Ga}(5, 5 \ln^2 r^*)$, 여기서 통상 $r^* = 0.875$ (prior의 median 효율성)로 놓는다.
- $\delta_i = \psi_i / \sqrt{\lambda}$ 여기서 $\psi_i \sim N(0, 10)$ 을 따르고 λ 와는 서로 독립이다.

와 같으며 비효율성에 관한 항이 지수분포를 따른다고 할 때 필요한 모수들의 사전분포는

$$\bullet \ln \delta_i \sim \text{Exp}(-\ln r^*)$$

로 정한다. 이 때 사전분포를 결정짓는 초모수(hyperparameter)의 값은 보통 사전분포의 영향을 최소화하도록 정한다. 즉 사전분포를 가능하면 무정보(non-informative) 사전분포에 가깝도록 한다. 여기서 사전분포의 초모수의 값들은 Griffin과 Steel (2007)에서 정한 값을 이용하였다. 사전정보가 충실하다면 그 정보를 활용하는 적절한 사전분포를 이용하면 된다.

Griffin과 Steel (2007)은 프런티어 모형의 복잡함 때문에 수치적 해법이 필수적임을 지적하면서, 베이저안 분석에서 널리 쓰이는 마코프 체인 몬테 카를로(Markov Chain Monte Carlo; MCMC) 방법이 여기서 적절하다고 지적하였다. 베이저안 추론을 하는 데 있어 거의 필수적이라고 할 수 있는 MCMC를 구현하는 방법은 직접 C, Fortran, R 등의 언어를 이용, 프로그래밍을 하는 방법과 전문 소프트웨어를 사용하는 방법이 있다. 전자의 경우, 각 문제의 상황에 따라 프로그래밍을 새로 해야 하는데 이는 번거로운 일이므로 MCMC를 쉽게 구현할 수 있는 전문 소프트웨어를 통한 방법이 필요하다.

이러한 목적에 맞는 소프트웨어에 바로 WinBUGS(Bayesian inference Using Gibbs Sampling)가 있다. WinBUGS는 무료이며, 사용자 중심(user-friendly) 구성으로 난수생성 프로그래밍에 대한 깊은 지식이 없어도 베이저안 모형을 쉽게 구현할 수 있다. 이 프로그램은 다음의 홈페이지에서 무료로 구할 수 있다 (<http://www.mrc-bsu.cam.ac.uk/bugs/>).

3. 실제 자료를 이용한 분석 결과

3.1. 자료 설명

분석에 사용된 자료는 세계의 항구에 대한 연감인 Containerisation International 2006년판에 실린 항만 데이터이다. 2006년 항만의 총 컨테이너 화물의 최대 처리량 순으로 23개 항만과 국내 항만에 대한 평가를 위해 순위권에는 없지만 울산과 평택 두 항을 포함시킨 총 25개 항만의 컨테이너 처리량, 항만의 부두 길이, 면적, 부두에 있는 컨테이너 크레인 수의 자료를 사용 하였다. 이 자료에서 TEU 단위로 측정된 컨테이너 처리량을 산출량으로 하고 이에 영향을 미치는 투입변수로 부두의 길이, 면적, 컨테이너 크레인 수를 사용하였고 비효율성 효과의 모델링에 사용되는 공변량으로는 대형 항만의 기준이 되는 백만 TEU 처리여부에 관한 지시변수와 민간 참여도에 대한 점수를 포함하였다. 민간 참여도(ownership)의 경우, Baird (1995, 1997)의 기준을 적용하여 감독(Regulator), 소유형태(Landowner), 운영자(Operator)가 모두 공공 기관일 경우 0, 운영자가 민간일 경우 1/3, 감독만 공공 기관에서 하고 소유 및 운영을 민간에서 하는 경우 2/3, 감독까지 모두 민간에 맡기는 경우 1로 되어 있다. 각 항만별 소유 형태에 대한 자료는 Tongzong과 Heng (2005)의 연구 결과를 참조하였다.

3.2. 모형

일차적인 분석 모형은 Tongzong과 Heng (2005)이 설정한 모형을 사용하였다. 이는 Cobb-Douglas 생산함수를 항만의 효율성과 기반 시설에 대한 관계식으로 표현한 것이다.

$$\ln Y_i = \beta_0 + \beta_1 \ln X_{1i} + \beta_2 \ln \left(X_{2i} \times \frac{10000}{X_{1i}} \right) + \beta_3 \ln \left(\frac{X_{3i}}{X_{2i}} \right) + U_i + V_i \quad (3.1)$$

$$U_i = \delta_0 + \delta_1 Z_{1i} + \delta_2 Z_{2i} + \delta_3 Z_{2i}^2 + W_i \quad (3.2)$$

X_1 : 부두의 길이(m)

표 3.1. 프린티어 모형에서의 변수에 대한 요약 통계량

변수	평균	중앙값	최소값	최대값	표준편차
Y	8,638,821	7,068,000	259,965	24,792,400	6,722,315.40
X ₁	5,822	5,213	240	15,060	3858.10
X ₂	269	205	10	657	201.05
X ₃	48	51	3	143	30.97
Z ₁	0.92	1	0	1	0.28
Z ₂	0.43	0.67	0	0.67	0.30

X₂: 항만의 면적(hectares)

X₃: 항만에 있는 부두의 컨테이너 크레인 수

Z₁: 항만의 컨테이너 처리량이 백만 TEU를 초과하는지 여부에 대한 가변수

Z₂: 항만 운영에 대한 민간 참여 정도의 점수

다음 표 3.1은 모형에 사용된 변수들에 대한 기초 요약 통계량이다.

3.3. 구현 결과

비효율성 부분에 대한 확률분포로서 대표적인 절단 정규분포와 지수분포의 경우를 표현한 WinBUGS 코드는 다음과 같다.

- 절단정규분포 가정: $u_i \sim N^+(\delta'z_i, \lambda^{-1})$ 에서 표본을 추출하는 WinBUGS 코드의 일부는 다음과 같다.

```
for (i in 1:N) {
  mu1[i] <- delta0 + inprod(delta[1:p2], data2[i, 1:p2])
  u[i] ~ dj1.dnorm.trunc(mu1[i], lambda, 0, 1000)
  eff[i] <- exp(-u[i])
}
```

- 지수분포 가정: $u_i \sim \text{Exp}(\exp\{\delta'z_i\})$ 에서 표본을 추출하는 코드의 일부는 다음과 같다.

```
for (i in 1:N) {
  mu1[i] <- exp(delta0+delta[1]*data2[i,1]+delta[2]*data2[i,2]
  +delta[3]*data2[i,3])
  u[i] ~ dexp(mu1[i])
  eff[i] <- exp(-u[i])
}
```

표 3.2와 3.3의 결과는 지수분포와 절단 정규분포 가정별로 40,000번의 추출시 처음 20,000번의 표본을 제외(burn-in)한 결과를 바탕으로 한 사후분포 분석 결과의 통계량이다.

표 3.4에서는 공변량을 포함하지 않는 기본모형(Basic Model)과 비효율성에 대한 공변량을 포함하는(Covariates) 모형에서 각 모수의 추정치와 신뢰구간을 구한 것이다. 지수분포의 경우 기본모형은 $u_i \sim \text{Exp}(e^\lambda)$ 이며 절단 정규분포의 기본모형은 $u_i \sim N^+(\delta_0, \lambda^{-1})$ 을 나타낸다. 모수 δ_i 들에 관한 신뢰구간을 보면 모든 곳에서 0을 포함하는 결과를 보여주고 있어서 각 공변량이 효과가 없음을 알 수 있다.

표 3.2. 지수분포 가정에 따른 WinBUGS 출력 결과: 사후분포 통계량

Node	Mean	SD	MC Error	2.5%	Median	97.5%	Start	Sample
alpha	-1.7310	4.035	0.258800	-9.57800	-1.6920	6.3110	20001	20000
beta[1]	0.9400	0.142	0.004265	0.63460	0.9489	1.1990	20001	20000
beta[2]	1.4610	0.423	0.007428	0.60300	1.4700	2.2690	20001	20000
beta[3]	1.3900	0.382	0.004704	0.62660	1.3950	2.1270	20001	20000
delta[1]	1.1280	0.952	0.040409	-1.13500	1.2410	2.6300	20001	20000
delta[2]	0.2858	1.452	0.068420	-3.06300	0.5144	2.4530	20001	20000
delta[3]	0.4643	1.350	0.038260	-2.79000	0.6861	2.4620	20001	20000
delta0	2.9680	2.479	0.202900	0.09728	2.2050	8.5440	20001	20000
sigmasq	0.2921	0.107	0.002094	0.13180	0.2751	0.5498	20001	20000

표 3.3. 절단 정규분포 가정에 따른 WinBUGS 출력 결과: 사후분포 통계량

Node	Mean	SD	MC Error	2.5%	Median	97.5%	Start	Sample
alpha	0.4140	2.140	0.01483	-3.8280	0.4260	4.6370	20001	20000
beta[1]	0.9825	0.112	8.03E-04	0.7587	0.9823	1.2050	20001	20000
beta[2]	1.5110	0.377	0.00255	0.7722	1.5110	2.2580	20001	20000
beta[3]	1.4180	0.352	0.00239	0.7295	1.4190	2.1230	20001	20000
delta[1]	0.0068	0.477	0.00354	-0.9520	0.0090	0.9486	20001	20000
delta[2]	-0.0030	0.484	0.00307	-0.9680	-0.0020	0.9581	20001	20000
delta[3]	-0.0080	0.483	0.00353	-0.9630	-0.0070	0.9548	20001	20000
delta0	0.0828	0.128	0.00102	-0.1480	0.0746	0.3539	20001	20000
sigmasq	0.2746	0.092	8.14E-04	0.1456	0.2581	0.5013	20001	20000

표 3.4. 절단 정규분포 및 지수분포 가정에서 비효율성 항에 대한 모수값(중앙값과 95% 신뢰구간)

	절단정규분포		지수분포	
	Basic Model	Covariates	Basic Model	Covariates
λ	51.53(16.44, 114.4)	50.54(16.05, 112.1)	4.7660(1.5810, 15.6300)	-
δ_0	0.0766(-0.1353, 0.3881)	0.09443(-0.1366, 0.4428)	-	2.2050(0.0973, 8.5440)
δ_1	-	0.00180(-0.9523, 0.9624)	-	1.2410(-1.1350, 2.6300)
δ_2	-	-0.00010(-0.9439, 0.9442)	-	0.5144(-3.0630, 2.4530)
δ_3	-	-0.00500(-0.9745, 0.9459)	-	0.6861(-2.7900, 2.4620)
σ^2	0.2699(0.1449, 0.2699)	0.27450(0.1522, 0.5583)	0.247(0.1026, 0.5242)	0.2751(0.1318, 0.5498)

3.4. 베이지안과 전통적인 방법에 의한 모형의 모수 비교

기존의 확률적 프런티어 모형에 대한 분석은 대부분 Coelli (1996)가 개발한 FRONTIER 패키지를 통해 이루어졌다. 이에 따라 베이지안 방법에 대한 추정 결과와 Froniter을 통한 결과 값들을 비교하여 그 차이를 보고자 한다. 베이지안 방법은 비효율성의 분포에 대한 가정으로 지수분포와 절단 정규분포를 사용하였으며 필요한 사전분포 및 초모수들은 앞에서 정의한 대로 사용하였다. 또한 FRONTIER 패키지를 이용한 전통적인 분석에서 비효율성에 대한 분포의 가정은 절단 정규분포로만 지정되어 있다. 따라서 각 분포 가정별 모수들의 추정치 중 β_i 는 동일한 의미를 가지나 δ_i 는 분포 가정에 따라서 의미가 다르므로 값 자체를 비교하는 것은 의미가 없다.

모수의 점 추정치 결과를 비교해 보면 β_i 들은 WinBUGS를 이용한 베이지안 분석에서 비효율성 항에 대한 분포가 지수분포이나 절단 정규분포이나 별 차이가 나지 않는다. 그러나 전통적인 방법(FRONTIER 4.1에서의 절단 정규분포)의 경우에는 그 값이 베이지안 결과와 약간 차이가 남을 볼 수 있다. 그러나 기본모형(공변량이 없는 모형)을 이용하면 전통적인 방법이나 베이지안 방법에서나

표 3.5. 두 가지 가정에 따른 분석 결과 및 FRONTIER 패키지를 이용한 결과 비교

추정계수	베이지안 분석				전통적 분석	
	지수분포		절단정규분포		FRONTIER 결과	
	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차
α	-1.7310	3.825	0.4383	2.1240	4.9681	2.1133
β_1	0.9400	0.142	0.9808	0.1146	0.7245	0.1261
β_2	1.4610	0.423	1.5090	0.3749	1.0444	0.3175
β_3	1.3900	0.382	1.4120	0.3567	1.0935	0.2859
δ_0	2.9680	2.479	0.0820	0.1233	0.7073	0.5556
δ_1	1.1280	0.952	0.0027	0.4774	-1.1546	0.6162
δ_2	0.2858	1.452	0.00005	0.4728	0.5280	0.1828
δ_3	0.4643	1.350	-0.0044	0.4815	0.1900	0.2499
σ^2	0.2921	0.107	0.2943	0.1048	0.1501	0.0457

추정 결과 차이가 거의 없음을 알 수 있다.

항만별 효율성 지수 $\tau_i = \exp^{-u_i}$ 의 추정치도 베이지안 방법 및 전통적인 방법을 통해 계산할 수 있다. 효율성 지수 값은 0과 1 사이이며 1에 가까울수록 주어진 생산 조건에서 최대 산출을 내는 최대 효율성에 가깝다고 볼 수 있다.

3.5. 기술적 비효율성 항에 대한 변수 선택과 비교

앞의 분석결과를 토대로 비효율성 항에 대한 분포 가정은 유지하면서 소유 구조를 나타내는 변수들을 몇 가지 형태로 변화를 주어 각 모형 중 최적의 모형을 찾고자 하였다. 모형의 조합은 주어진 공변량에서 다섯 가지 다른 모형을 시도하였으며 모형 선택의 기준으로는 WinBUGS에서 제공하는 DIC(Deviance Information Criterion)를 사용하였다. 먼저 M_0 모형은 앞서 언급한대로 공변량이 없는 Basic Model이며 M_1 모형은 Tongzon과 Heng (2005)의 공변량 구조와 동일한 원래의 모형이고, M_2 모형은 M_1 에서 대형 항만의 지시변수 z_1 을 뺀 모형이다. M_3 모형은 원래 모형 M_1 에서 대형 항만의 지시변수와 소유구조 점수 공변량인 z_2 를 민간 참여 여부만 나타내는 단순한 지시변수로 변환한 것을 첨부한 모형이다. M_4 모형은 대형 항만 지시변수와 소유구조의 제곱항을 제외하고 소유구조 점수 공변량만을 포함한 모형이며, 끝으로 M_5 모형은 소유 구조에 대한 간단한 지시변수만 포함하는 모형을 사용하였다. 위의 각 모형에서 비효율성에 대한 분포는 기술적인 이유로 지수분포를 사용하였다. 다음 모형들은 투입변수 β 들에 대한 구조는 동일하므로 차이가 나는 비효율성 부분만을 나타낸 것이다.

$$\begin{aligned}
 M_0 : & -\ln E(u_i) = \delta_0 \\
 M_1 : & -\ln E(u_i) = \delta_0 + \delta_1 z_1 + \delta_2 z_2 + \delta_3 z_2^2 \\
 M_2 : & -\ln E(u_i) = \delta_0 + \delta_2 z_2 + \delta_3 z_2^2 \\
 M_3 : & -\ln E(u_i) = \delta_0 + \delta_1 z_1 + \delta_4 z_4, \quad z_4 = \begin{cases} 1, & z_2 > 0, \\ 0, & z_2 = 0, \end{cases} \\
 M_4 : & -\ln E(u_i) = \delta_0 + \delta_2 z_2 \\
 M_5 : & -\ln E(u_i) = \delta_0 + \delta_4 z_4
 \end{aligned}$$

DIC는 베이지안 분석에서 모형 선택시 가능도비에 기반한 기존의 AIC(Akaike Information Criterion) 및 BIC(Bayesian Information Criterion)와 유사한 통계량으로 값이 낮을수록 자료에 대한 예

표 3.6. 비효율 항에 대한 변형 모형 및 DIC 추정값. ()는 표준편차

모수	M_0	M_1	M_2	M_3	M_4	M_5
α	0.872(2.3870)	-1.731(3.825)	0.538(2.273)	1.090(2.555)	0.529(2.251)	0.647(2.302)
β_1	0.966(0.1263)	0.940(0.142)	0.980(0.119)	0.949(0.135)	0.982(0.119)	0.978(0.121)
β_2	1.522(0.4081)	1.461(0.423)	1.522(0.394)	1.467(0.412)	1.519(0.393)	1.508(0.398)
β_3	1.438(0.3804)	1.390(0.382)	1.426(0.367)	1.389(0.377)	1.424(0.369)	1.420(0.371)
δ_0	5.789(3.7310)	2.968(2.479)	6.161(4.195)	5.128(4.739)	6.597(3.826)	7.741(5.735)
δ_1	-	1.128(0.952)	-	1.709(1.016)	-	-
δ_2	-	0.286(1.452)	1.277(1.409)	-	1.325(1.318)	-
δ_3	-	0.464(1.350)	1.273(1.386)	-	-	-
δ_4	-	-	-	0.813(1.619)	-	0.930(1.589)
σ^2	0.264(0.1080)	0.292(0.107)	0.303(0.107)	0.291(0.107)	0.304(0.105)	0.298(0.108)
DIC	44.765	44.478	45.355	44.645	45.290	45.163

표 3.7. FRONTIER를 통해 구한 모형 비교. ()는 표준편차

모수	M_0	M_1	M_2	M_3	M_4	M_5
α	0.566(1.673)	0.497(2.113)	0.714(0.964)	5.398(2.097)	3.746(1.094)	2.288(1.995)
β_1	0.981(0.094)	0.725(1.261)	0.950(0.594)	0.738(0.123)	0.935(0.074)	0.943(0.096)
β_2	1.510(0.239)	1.044(0.318)	1.593(0.795)	1.027(0.316)	1.134(0.172)	1.301(0.321)
β_3	1.418(0.268)	1.094(0.286)	1.652(0.891)	1.087(0.293)	1.149(0.217)	1.261(0.298)
δ_0	-0.061(0.944)	0.707(0.556)	-0.647(0.290)	-0.387(0.618)	0.565(0.704)	-0.944(9.892)
δ_1	-	-1.155(0.616)	-	-1.070(0.441)	-	-
δ_2	-	0.528(1.828)	0.903(0.680)	-	0.908(0.250)	-
δ_3	-	0.190(2.499)	0.451(0.858)	-	-	-
δ_4	-	-	-	1.958(0.590)	-	1.149(9.483)
σ^2	0.233(0.081)	0.150(0.046)	0.151(0.057)	0.160(0.055)	0.222(0.033)	-

측 및 적합이 잘 된 것으로 볼 수 있다. DIC를 놓고 비교했을 때 M_1 의 값이 가장 작고 그 다음으로 M_3, M_0, M_5, M_4, M_2 순이다. 그러나 각 모형간 DIC 값의 차이가 너무 작아서 모형 자체를 구별하는 데 유의하지 못함을 알 수 있다. 즉 다시 말하면 공변량이 없는 모형이나 몇가지 공변량을 포함하는 모형이나 별반 차이가 없다고 할 수 있다. 표 3.7은 표 3.6에서 분석한 모형을 FRONTIER 4.1을 통한 전통적 분석법을 이용하여 각 모형별 모수를 추정된 결과이다. 모형에서는 대체로 β_i 의 결과는 유의하게 나오나 δ_i 의 경우 모형 M_4 에서 δ_2 를 제외하고는 베이지안 방법이나 전통적인 방법이나 모수가 유의하지 않게 나오고 있다.

4. 결론 및 차후 과제

본 논문은 Tongzon과 Heng (2005)의 연구결과를 바탕으로 하여 항만 소유 구조에 따른 항만 효율성의 향상 효과에 대해 WinBUGS를 이용하여 재구현하고 이를 통하여 기존의 확률적 프런티어 분석에 베이지안 방법론을 이용한 유연한 모형으로 항만의 효율성을 측정하고자 하였다.

분석 결과를 놓고 볼 때 베이지안 분석 방법의 결과와 FRONTIER를 사용한 전통적인 분석 방법을 통한 모수의 추정치는 차이를 보였다. 그러나 비효율성 부분을 상수로 다룬 기본 모형에서는 추정치에서 큰 차이가 없었다. 이는 현재 사용하는 비효율성 부분에 대한 변수 구조에 대하여 여러 각도에서 재고가 필요하다고 여겨지는 결과라고 할 수 있다.

이러한 연유로 해서 새롭게 시도를 해본 몇 가지 소유 구조 변수 모형에 대한 분석 결과에서도 각 모형 간의 차이가 별로 나지 않았다. 이러한 문제에 대해 예상할 수 있는 이유 중 하나로서 우선 소유 구조에 대한 차이가 실제 항만 효율성에 유의한 차이를 가져오지 못한다고 볼 수 있고 또 항만은 복잡한 조직으로서 효율성을 측정하는 지표로 화물 처리량 외에도 항만 운영에 따른 순이익 등 다른 기준을 적용할 수도 있어 소유구조에 따른 효과가 유의하지 않다고 단정하기 어렵다는 점이 있다. 기술적인 부분으로는 절단 정규분포를 가정한 상태에서 샘플링이 잘 되지 않아 지수분포 형태를 사용한 부분과 표본 수가 그리 크지 않아서 추정량에 대한 신뢰도가 높지 않음을 생각해 볼 수 있다.

이번 분석은 항만의 경쟁력을 분석하기 위한 정량적 연구 중 소유 구조에 따른 효율성 차이에 대한 분석을 최초로 구현하는 데 의미가 있다. 이후 항만의 효율성 평가를 실시하는 데 있어 관련 연구의 기반이 될 수 있으며 차후 추가적인 자료 및 다른 분석 사례를 토대로 연구를 심화시킬 수도 있을 것이다.

참고문헌

- Aigner, D., Lovell, C. and Schmidt, P. (1977). Formulation and estimation of stochastic frontier production function models, *Journal of Econometrics*, **6**, 21–37.
- Baird, A. J. (1995). UK port privatization: In context. In: Proceedings of UK Port Privatization Conference, *Scottish Transport Studies Group*, **21**, September, edinburgh.
- Baird, A. J. (1997). Port privatization: An analytical framework, In: Proceeding of International Association of Maritime, *Economist Conference*, City University, London 22–24 September.
- Battese, G. E. and Coelli, T. J. (1995). A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier function for panel data, *Empirical Economics*, **20**, 325–332.
- Charnes, A., Cooper, W. and Rhodes, E. (1978). Measurement the efficiency of decision making units, *Journal of Operational Research*, **2**, 429–444.
- Coelli, T. (1996). A Guide to FRONTIER Version 4.1: A computer program for stochastic frontier production and cost function estimation, *CEPA Working Paper No.7/96*, Department of Econometrics, University of New England, Australia.
- Griffin, J. and Steel, M. J. (2007). Bayesian stochastic frontier analysis using WinBUGS, *Journal of Productivity Analysis*, **27**, 163–176.
- Jondrow, J., Lovell, C. A. K., Materov, I. S. and Schmidt, P. (1982). On the estimation of technical inefficiency in the stochastic frontier production function model, *Journal of Econometrics*, **19**, 233–238.
- Meeusen, W. and van den Broeck, J. (1977). Efficiency estimation from Cobb-Douglas production functions with composed errors, *International Journal Economic Review*, **8**, 435–444.
- Tongzon, J. and Heng, W. (2005). Port privatization, efficiency an competitiveness: Some empirical evidence from container ports(terminals), *Transportation Research Part A*, **39**, 405–424.
- van den Broeck, J., Koop, G., Osiewalski, J. and Steel, M. J. (1994). Stochastic frontier models: A Bayesian perspective, *Journal of Econometrics*, **61**, 273–303.

A Comparative Study of the Relationship between Port Efficiency and Ownership Structure

Jinsoo Hwang¹ · Hongsuk Jorn² · Sungchan Kang³

¹Department of Statistics, Inha University; ²Department of Statistics, Inha University

³Department of Statistics, Inha University

(Received August 2009; accepted October 2009)

Abstract

Few studies have investigated the quantitative relationship between port ownership structure and port efficiency with mixed results. This paper therefore contributes to the empirical literature by investigating the impact of port privatization on port efficiency using sample data drawn from the world's major ports. Moreover, this study applies the Bayesian approach to estimate the impact of port ownership on port efficiency. We fit Bayesian stochastic frontier model which is introduced by Griffin and Steel (2007) by WinBUGS. World's 25 main ports data are used for analysis. Based on MCMC sampling, we estimate parameters of the model and efficiency index of each ports. Moreover, we add estimates from package Frontier 4.1c in order to compare them with Bayesian results.

Keywords: Stochastic frontier, Technical Inefficiency, Bayesian inference, MCMC, WinBUGS.

This research was supported by the INHA University research grant.

¹Corresponding author: Professor, Department of Statistics, Inha University, 402-751 Yonghyun-Dong, Nam-Gu, Incheon 253, Korea. E-mail: Jshwang@inha.ac.kr