

Article

## 초월대수비용함수를 이용한 근해어업의 규모의 경제성 분석

신용민<sup>1</sup> · 심성현<sup>2\*</sup>

<sup>1</sup>국립부경대학교 인문사회과학대학 경제학부

<sup>2</sup>국립부경대학교 일반대학원 응용경제학과  
(48513) 부산광역시 남구 용소로 45

### Analysis on Economies of Scale in Offshore Fishery Using a Translog Cost Function

Yongmin Shin<sup>1</sup> and Seonghyun Sim<sup>2\*</sup>

<sup>1</sup>Division of Economics, College of Humanities and Social Sciences, Pukyong National University

<sup>2</sup>Department of Applied Economics, Graduate School, Pukyong National University  
Busan 48513, Korea

**Abstract :** This study estimates the cost function through offshore fishery cost data and analyzed the economies of scale of Korea's offshore fishery. For the estimation of the cost function, translog cost function was used, and the analysis implemented the panel analysis of the panel data. Also, annual economies of scale of the offshore fishery and economies of scale of 14 offshore fisheries in 2015 were analyzed using translog cost function coefficient estimation. The analysis result of economies of scale of Korea's offshore fishery showed that with the exception of 2003, economies of scale exist in all periods of time. However, as it almost reaches the minimum efficient scale, it was revealed that further scale expansion will bring inefficiency. Thus, according to the analysis result, Korea's offshore fishery requires a scale reduction policy rather than scale expansion policy, and this seems to coincide with the current government's fishery reconstruction policy and its practice such as the fishing vessel buyback program. The analysis result of economies of scale of each offshore fishery in 2015 showed that economies of scale of each offshore fishery exists with the exception of five trawl fisheries such as large pair-trawl and large otter trawl and large purse seines. This strongly suggests that the five fisheries and Large Purse Seines with non performing economies of scale need urgent scale reduction and should be the first target for the government's fishery reconstruction policy.

**Key words :** translog cost function, offshore fishery, economies of scale

## 1. 서 론

우리나라 연근해어업은 수산자원의 고갈, 중국어선의 불법어획으로 인한 어획량 감소 및 TPP, WTO/DDA 등에 따른 수산보조금 폐지 문제로 인한 어업비용의 상승 위기 등 국내외적 요인에 의해 위기에 처해 있다. 이로 인해 연

근해어업의 수익성은 줄어들고 있는데, 특히 연안어업에 비해 규모가 큰 근해어업은 투입 대비 낮은 어획량으로 인해 경영 악화가 심화되고 적자 업종이 확대되고 있다. 어업경영조사(수협 수산경제연구원 2016)에 의하면, 최근의 저유가에도 불구하고 쌍끌이대형저인망어업과 대형선망어업의 어업이익이 적자인 것으로 나타났다. 이들 두 업종은 타 근해어업에 비해 선단의 규모나 선체의 크기가 큰 어업으로 연료비가 어업비용의 많은 부분을 차지하고

\*Corresponding author. E-mail : shaef2020@nate.com

있어 유가가 다시 급등하면 적자는 더욱 커질 것으로 예상된다.

우리나라 연근해어업의 고비용·저효율 구조는 어업생산성 및 수산자원에 다양한 영향을 미치고 있다. 특히, 비용보다 큰 수입을 얻기 위해 많은 어획노력량을 투입하여 수산자원을 고갈시키고 있으며, 이는 지속적으로 심해지고 있다. 이를 개선하기 위해 정부는 ‘연근해어업 구조개선 기본계획’을 수립하여 시행하고 있다. 그러나 세계경제의 장기 불황과 악화되는 국제수산 여건 속에서 우리나라 연근해어업의 경영상황은 갈수록 어려워지고 있다. 이러한 상황에 효과적으로 대처하기 위해서는 우선 연근해어업의 비용 및 생산구조에 대한 체계적 분석을 통해 정확한 실태를 파악하여야 한다. 이러한 문제의식 하에 본 연구에서는 근해어업 각 업종별 비용함수를 추정하고, 규모의 경제를 분석하여 우리나라 근해어업의 비용증가에 영향을 미치는 요인과 투입요소의 효율성을 알아보고자 한다.

국내에서 수산분야의 비용함수와 규모의 경제에 대한 선행연구는 농업분야를 비롯한 타 산업분야에 비해 매우 미미한 수준이다. 우선 수산분야 비용함수와 관련된 연구는 김과 강 (1994)의 연구만이 있으며, 비용함수와 규모의 경제에 관련된 연구는 이와 김 (2010)의 연구만이 존재하고 있었다. 김과 강 (1994)은 Cobb-Douglas 생산함수의 쌍대성(duality)을 이용해 연안어선어업의 비용함수를 추정하였고, 이와 김 (2010)은 수온변화시의 명태 어획량에 대한 영향을 분석하기 위해 비용함수를 추정하고 규모의 경제를 분석하였다.

본 연구는 선행연구인 이와 김 (2010)에서 이용한 초월대수비용함수(translog cost function)를 이용하여 우리나라 근해어업의 비용함수를 추정하고, 근해어업 전체와 각 업종별 규모의 경제성을 비교 분석하지만, 선행연구와는 분석 모형에서 차이가 있다. 구체적으로 이와 김 (2010)의 연구에서는 비용함수 추정시 가장 많이 사용하는 모형인 외견상 무관해 보이는 회귀(SUR, seemingly unrelated regression) 모형으로 비용함수를 추정하였으나, 본 연구에서는 패널자료(panel data)를 이용한 분석모형을 이용하여 비용함수를 추정하였다. 패널자료를 이용한 분석은 횡단면자료를 이용한 분석보다 많은 관측치를 이용한다는 장점과 많은 정보로 효율적인 추정량을 얻을 수 있다는 장점이 존재한다. 또한 패널분석은 패널 개체 간의 이질성(heterogeneity) 즉, 시간에 따라 변하지 않는 근해어업의 어업별 특성과 각 시점이 가진 특성을 포함한 분석을 한다는 장점이 있다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 먼저 2장에서는 분석에 이용된 이론적 분석방법과 추정모형에 대해 설명하고, 3장에서는 근해어업 비용함수 추정에 이용된 자료의 분석

과 비용함수 추정결과 및 규모의 경제 분석결과를 제공한다. 그리고 마지막 4장에서는 연구결과를 요약하고 도출된 정책적 함의와 본 연구의 한계점 및 향후 연구에 대해 설명한다.

## 2. 분석방법 및 추정모형

### 분석방법

규모의 경제(economies of scale)란 생산량이 증가함에 따라 불구하고 오히려 평균비용이 감소하는 것을 말한다. 즉 어로어업에 있어서는 어획량이 증가함에 따라 평균비용이 감소하는 것을 의미한다. 규모의 경제를 분석하기 위해서는 생산함수와 비용함수를 이용하여 분석을 실시하는데, 일반적으로 비용함수를 추정하여 규모의 경제성을 분석할 경우에는 초월대수비용함수를 많이 사용한다. 초월대수비용함수는 Christensen et al. (1973)에 의해 소개된 이후, 농업·제조업·공익사업·운수통신업 등 다양한 분야에서 비용함수 추정에 이용되고 있다. 본 연구에서는 초월대수비용함수와 패널자료 분석을 이용하여 비용함수를 추정하며, 분석시 고정효과(FE, fixed effects)의 존재 유무를 확인하는 F-검정과 확률효과(RE, random effects)의 존재 유무를 확인하는 Hausman 검정을 실시하였다. 그리고 추정된 결과를 바탕으로 초월대수비용함수의 제약조건에 대한 검정과 우리나라 근해어업의 규모의 경제성을 확인하였다.

### 초월대수비용함수

우리나라 근해어업 규모의 경제성을 분석하기 위해서는 비용함수 추정이 선행되어야 한다. 근해어업의 비용함수는 어획량, 생산관리비, 인건비, 판매관리비, 기타잡비의 항목을 이용하여 식 (1)과 같이 설정하였다.

$$C = f(Q, P_{wage}, P_{sale}, P_{production}, P_{etc}) \quad (1)$$

여기서,  $C$ 는 총비용,  $Q$ 는 어획량  $P_{wage}$ ,  $P_{sale}$ ,  $P_{production}$ ,  $P_{etc}$ 는 각각 임금가격, 판매관리가격, 생산관리가격, 기타가격을 의미한다. 식 (1)을 타 비용함수에 비해 유연하다고 판단되는 초월대수비용함수를 적용하여 2차 테일러 전개(Taylor expansion)를 실시하면, 식 (2)와 같은 보편적인 비용함수를 얻을 수 있다.

$$\ln C = \alpha_0 + \alpha_Q \ln Q + \sum_i \alpha_i \ln P_i + \frac{1}{2} \beta_{QQ} (\ln Q)^2 + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \beta_{ij} \ln P_i \ln P_j + \sum_i \beta_{Qi} \ln Q \ln P_i + u_i + v_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

( $i, j = wage, production, sale, etc$ )

여기서,  $u_i$ 는 패널 개체의 이질성,  $v_i$ 는 시간의 이질성,  $\varepsilon_{it}$ 는 오차항을 의미한다. 패널 개체의 이질성이란 근해어업 각 업종이 가진 시간에 따라 변하지 않는 고유한 특성을 의미하고, 시간의 이질성이란 시간에 따른 근해어업 각 업종의 고유한 특성을 의미한다. 이를 이원고정효과(two-way fixed effects) 모형이라 하며, 근해어업 각 업종별 이질성과 시간의 이질성을 모두 고려하는 모형을 의미한다. 한편, 비용함수의 장기 비용극소화를 위해 각 항목별 변수의 가격과 어획량에 식 (3)의 동차조건과 식 (4)의 대칭조건을 부과한다.

$$\begin{aligned} \alpha_{pro} + \alpha_{wage} + \alpha_{sale} + \alpha_{etc} &= 1, \\ \beta_{Qpro} + \beta_{Qwage} + \beta_{Qsale} + \beta_{Qetc} &= 0, \\ \beta_{pro\ pro} + \beta_{pro\ wage} + \beta_{pro\ sale} + \beta_{pro\ etc} &= 0, \\ \beta_{wage\ pro} + \beta_{wage\ wage} + \beta_{wage\ sale} + \beta_{wage\ etc} &= 0, \\ \beta_{sale\ pro} + \beta_{sale\ wage} + \beta_{sale\ sale} + \beta_{sale\ etc} &= 0, \\ \beta_{etc\ pro} + \beta_{etc\ wage} + \beta_{etc\ sale} + \beta_{etc\ etc} &= 0 \end{aligned} \quad (3)$$

$$\beta_{ij} = \beta_{ji}, \quad i \neq j \quad (4)$$

( $i, j = pro\ duction, wage, sale, etc$ )

위의 동차조건과 대칭조건을 초월대수비용함수식에 적용하면 식 (5)와 같이 재정리 할 수 있다.

$$\begin{aligned} \ln C &= \alpha_0 + \alpha_Q \ln Q + \alpha_{pro} \ln P_{pro} + \alpha_{wage} \ln P_{wage} + \alpha_{sale} \ln P_{sale} \\ &+ \alpha_{etc} \ln P_{etc} + \beta_{Qpro} \ln Q \ln P_{pro} + \beta_{Qwage} \ln Q \ln P_{wage} \\ &+ \beta_{Qsale} \ln Q \ln P_{sale} + \beta_{Qetc} \ln Q \ln P_{etc} + \beta_{pro\ wage} \ln P_{pro} \ln P_{wage} \\ &+ \beta_{pro\ sale} \ln P_{pro} \ln P_{sale} + \beta_{pro\ etc} \ln P_{pro} \ln P_{etc} \\ &+ \beta_{wage\ sale} \ln P_{wage} \ln P_{sale} + \beta_{wage\ etc} \ln P_{wage} \ln P_{etc} \\ &+ \beta_{sale\ etc} \ln P_{sale} \ln P_{etc} \\ &+ \frac{1}{2} \beta_{QQ} (\ln Q)^2 + \frac{1}{2} \beta_{pro\ pro} (\ln P_{pro})^2 \\ &+ \frac{1}{2} \beta_{wage\ wage} (\ln P_{wage})^2 + \frac{1}{2} \beta_{sale\ sale} (\ln P_{sale})^2 \\ &+ \frac{1}{2} \beta_{etc\ etc} (\ln P_{etc})^2 + u_i + v_i + \varepsilon_i \end{aligned} \quad (5)$$

한편, 동차조건과 대칭조건을 제약한 비용함수를 추정할 경우에는 다중공선성(multi-collinearity) 문제가 발생할 수 있기 때문에 이를 해결하기 위해  $P_{etc}$ 를 생략하여 분석하였다.  $P_{etc}$ 를 생략한 비용함수의 식은 식 (6) 및 식 (7)과 같다.

$$\begin{aligned} \ln\left(\frac{C}{P_{etc}}\right) &= \alpha_0 + \alpha_Q \ln Q + \sum_i \alpha_i \ln\left(\frac{P_i}{P_{etc}}\right) + \frac{1}{2} \beta_{QQ} (\ln Q)^2 \\ &+ \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \beta_{ij} \ln\left(\frac{P_i}{P_{etc}}\right) \ln\left(\frac{P_j}{P_{etc}}\right) + \sum_i \beta_{Qi} \ln Q \ln\left(\frac{P_i}{P_{etc}}\right) \\ &+ u_i + v_i + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (6)$$

$$\begin{aligned} \ln\left(\frac{C}{P_{etc}}\right) &= \alpha_0 + \alpha_Q \ln Q + \alpha_{pro} \ln\left(\frac{P_{pro}}{P_{etc}}\right) + \alpha_{wage} \ln\left(\frac{P_{wage}}{P_{etc}}\right) \\ &+ \alpha_{sale} \ln\left(\frac{P_{sale}}{P_{etc}}\right) + \beta_{Qpro} \ln Q \ln\left(\frac{P_{pro}}{P_{etc}}\right) + \beta_{Qwage} \ln Q \ln\left(\frac{P_{wage}}{P_{etc}}\right) \\ &+ \beta_{Qsale} \ln Q \ln\left(\frac{P_{sale}}{P_{etc}}\right) + \beta_{pro\ wage} \ln\left(\frac{P_{pro}}{P_{etc}}\right) \ln\left(\frac{P_{wage}}{P_{etc}}\right) \\ &+ \beta_{pro\ sale} \ln\left(\frac{P_{pro}}{P_{etc}}\right) \ln\left(\frac{P_{sale}}{P_{etc}}\right) + \beta_{wage\ sale} \ln\left(\frac{P_{wage}}{P_{etc}}\right) \ln\left(\frac{P_{sale}}{P_{etc}}\right) \\ &+ \frac{1}{2} \beta_{QQ} (\ln Q)^2 + \frac{1}{2} \beta_{pro\ pro} \left(\ln\left(\frac{P_{pro}}{P_{etc}}\right)\right)^2 + \frac{1}{2} \beta_{wage\ wage} \left(\ln\left(\frac{P_{wage}}{P_{etc}}\right)\right)^2 \\ &+ \frac{1}{2} \beta_{sale\ sale} \left(\ln\left(\frac{P_{sale}}{P_{etc}}\right)\right)^2 + u_i + v_i + \varepsilon_i \end{aligned} \quad (7)$$

### Hausman 검정

패널자료를 이용한 분석은 다양한 분야에서 시행되고 있으며, 특히 패널자료 분석에 대한 이론과 분석방법은 Wooldridge (2002), Arellano (2003), Baltagi (2005)에서 잘 설명하고 있다. 패널자료를 이용한 분석에서는 오차항  $u_i$ 를 추정해야 할 모수로 보는지, 확률변수로 보는지에 따라 고정효과모형과 확률효과모형으로 구분된다. 패널자료의 오차항이 고정효과모형인지 확률효과모형인지에 대한 선정은 일반적으로 Hausman 검정을 이용한 가설검정을 통해 가능하다. Hausman 검정의 귀무가설(null hypothesis)과 대립가설(alternative hypothesis)은 식 (8)과 같다.

$$\begin{aligned} H_0: cov(x_{it}, u_i) &= 0 \\ H_1: cov(x_{it}, u_i) &\neq 0 \end{aligned} \quad (8)$$

만약 귀무가설을 채택한다면 확률효과모형을 선정하고, 귀무가설을 기각한다면 고정효과모형을 선정한다. 다시 말해,  $cov(x_{it}, u_i) = 0$ , 독립변수와 오차항 사이에 아무 상관관계가 없다는 가정 하에서는 패널자료 분석모형의 추정량은 일치추정량이 되기 때문에 추정결과에 차이가 존재하지 않는다. 그러나  $cov(x_{it}, u_i) \neq 0$ , 독립변수와 오차항 사이에 상관관계가 존재한다는 가정 하에서는 “확률효과모형의 추정량은 일치추정량이 되지 못한다”(민과 최 2013). 따라서  $cov(x_{it}, u_i) = 0$ 의 가정이 기각될 경우에는 고정효과모형을 선정하여 분석을 실시하게 된다. Hausman 검정의 검정통계량은 자유도(degree of freedom)가 독립변수의 개수-1인 카이제곱(chi-square) 분포를 따르며, 식 (9)와 같다.

$$H = (\hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE})' [var(\hat{\beta}_{FE}) - var(\hat{\beta}_{RE})]^{-1} (\hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE}) \quad (9)$$

### 규모의 경제성

규모의 경제는 일반적으로 모든 투입물의 비율적인 증

가로부터 발생한 생산량의 상대적인 증가의 관점에서 정의된다. 또한 규모의 경제는 생산량의 일정 비율의 증가로부터 발생한 비용의 비례적인 증가로 정의하거나, 생산량에 따른 총비용의 탄력성으로 정의할 수 있다(Christensen and Greene 1976). 따라서 규모의 경제는 생산량에 대한 비용탄력성을 이용하여 식 (10)과 같이 나타내어진다.

$$SCE = 1 - \frac{\partial \ln C}{\partial \ln Q} \quad (10)$$

여기서  $\partial \ln C / \partial \ln Q$ 는 생산량에 대한 비용탄력성으로 초월대수비용함수 모형을 이용할 경우, 식 (11)과 같이 나타낼 수 있다.

$$E_C = \frac{\partial \ln C}{\partial \ln Q} = \alpha_Q + \beta_{QQ} \ln Q + \beta_{Qpro} \ln P_{pro} + \beta_{Qwage} \ln P_{wage} + \beta_{Qsale} \ln P_{sale} \quad (11)$$

최종적으로 규모의 경제는 식 (12)와 같이 정의되며,  $SCE > 0$ 일 경우는 규모에 대한 수익체증(IRS, increasing returns to scale)으로 규모의 경제가 존재하고,  $SCE = 0$ 일 경우는 규모에 대한 수익불변(CRS, constant returns to scale)으로 규모의 불변경제,  $SCE < 0$ 일 경우는 규모에 대한 수익체감(DRS, decreasing returns to scale)으로 규모의 불경제가 존재한다.

$$SCE = 1 - E_C = 1 - (\alpha_Q + \beta_{QQ} \ln Q + \beta_{Qpro} \ln P_{pro} + \beta_{Qwage} \ln P_{wage} + \beta_{Qsale} \ln P_{sale}) \quad (12)$$

### 3. 실증분석

#### 자료 분석

본 연구의 분석 자료는 수협 수산경제연구원 (2016)의 어업조사에서 제공하는 자료를 이용하였으며, 이를 통해 근해어업 각 업종별 어업비용 및 어업수익, 자산, 부채 등 어업경영과 관련된 다양한 자료를 얻을 수 있었다. 본 연구는 어업비용과 관련된 자료를 이용하였으며, 어업비용 자료의 패널 개체수는 근해어업 14개 업종 자료를 이용하였고, 시간은 1985년부터 2015년까지 31년간, 전체 관측치수는 434개의 자료를 이용하여 분석하였다. 각 연도별 어업비용 자료는 국가통계포털의 생산자물가지수 (2016)를 이용하여 2010년 가치로 환산하여 사용하였고, 국가법령정보센터 (2016) 『수산업법 시행령』 [별표 4]에 따른 어업경비 산정기준을 참고하여 항목별로 분류하였다. 『수산업법 시행령』에서는 어업경비를 생산관리비, 인건비, 판매관리비, 감가상각비, 기타잡비로 분류하고 있는데, 이 중에서 타 항목보다 상대적으로 비용이 적은 감가상각비는 본 분석에서 제외하였다.

Table 1. Item of fishing cost

Cost	Item of fishing cost
Production management	① fishing gear, ② fuel, ③ expendables, ④ repair, ⑤ other management
Wage	① wage(crew)
Sales management etc	① box, ② save, ③ sale ① food, ② welfare, ③ deduction and insurance, ④ tax, ⑤ etc

Table 1은 어업경비 산정 기준을 참고하여 구분한 항목별 해당 어업비용이다. 생산관리비는 어구비, 연료비, 소모품비, 수리비, 기타관리비의 합으로, 인건비는 선원인건비로, 판매관리비는 용기대, 저장대, 판매비의 합으로, 그리고 기타잡비는 주부식비, 후생비, 공제 및 보험료, 조세공과, 기타비용의 합으로 각각 묶어 분류하였다.

Table 2는 쌍끌이대형저인망 등 14개 근해어업의 생산량 및 인건비, 생산관리비, 판매관리비, 기타잡비, 총비용으로 분석에 이용된 자료의 2013년부터 2015년까지의 최근 3년간의 연평균을 나타내고 있다(수협 수산경제연구원 2016). 해당 총 어업비용이 가장 높은 어업은 대형트롤어업으로 약 37억 원의 어업비용이 드는 것으로 나타났고, 대형선망어업이 약 22억 원, 쌍끌이대형저인망어업이 약 22억 원, 동해구중형트롤어업이 약 16억 원 순으로 연간 어업비용이 높은 것으로 나타났다. 해당 생산량이 가장 높은 어업 또한 대형트롤어업으로 연간 약 1,378톤을 어획하는 것으로 나타났고, 대형선망어업 약 1,283톤, 동해구중형트롤어업 858톤, 쌍끌이대형저인망어업 약 718톤으로 어획량이 높게 나타났다. 각 비용항목별로는 모든 근해어업에서 생산관리비와 인건비의 비중이 높게 나타났으며, 각각 총 어업비용의 약 41.1%, 약 39.3%를 차지하고 있다. 생산관리비 항목에서는 연료비의 비중이 가장 높게 나타났으며, 그 다음으로 어구비, 수리비의 순으로 높았다.

#### 초월대수비용함수 추정

식 (7)과 같은 초월대수비용함수를 추정하기 위해서는 각 비용항목별 단위가격 자료가 필요하다. 그러나 분석에 이용된 자료는 어업경비 산정기준에서 제공하는 항목별 비용으로 묶어 분류하였기 때문에 단위가격을 추정하기가 어려워, 투입되는 비용에 따라 각 어업의 어획량이 결정된다는 가정 하에 어획량으로 각 비용을 나누어 어획량당 단위가격을 추정하여 분석에 이용하였다. 식 (7)에서  $P_{wage}$ 는 어획량당 임금가격,  $P_{pro}$ 는 어획량당 생산관리가격,  $P_{sale}$ 은 어획량당 판매가격,  $P_{etc}$ 는 어획량당 기타가격을 각각 의미한다. 그리고 동차조건과 대칭조건의 제약에 의해 나타날 수 있는 다중공선성 문제를 처리하기 위해

Table 2. Average of each fishing gear's analysis data in recent 3 year (2013~2015)

(Unit: kg, 1,000 won, %)

No	Gear	Catch	Wage	Production	Sale	etc	Cost
1	Large Pair-Trawl	719,119	474,288 (21.1)	1,281,796 (57.1)	341,538 (15.2)	149,000 (6.6)	2,246,622 (100)
2	Danish Seine	231,079	331,956 (28.3)	581,552 (49.5)	148,108 (12.6)	112,483 (9.6)	1,174,099 (100)
3	Large Otter Trawl	1,377,583	1,267,428 (34.4)	1,571,166 (42.7)	506,118 (13.7)	338,089 (9.2)	3,682,802 (100)
4	Estern Sea Medium Danish Seine	270,916	335,474 (40.9)	314,189 (38.3)	88,759 (10.8)	80,987 (9.9)	819,409 (100)
5	Southwest Sea Medium Danish Seine	238,392	390,375 (40.7)	376,598 (39.3)	108,964 (11.4)	82,189 (8.6)	958,126 (100)
6	Estern Sea Trawl	858,440	766,684 (48.6)	411,591 (26.1)	137,496 (8.7)	260,312 (16.5)	1,576,082 (100)
7	Large Purse Seines	1,283,226	702,475 (31.3)	1,067,654 (47.5)	281,358 (12.5)	196,205 (8.7)	2,247,692 (100)
8	Anchovy Drag Net	361,088	195,757 (34.3)	265,203 (46.5)	56,710 (9.9)	52,515 (9.2)	570,184 (100)
9	OffShore Trap	232,475	435,128 (40.8)	498,152 (46.7)	59,805 (5.6)	73,831 (6.9)	1,066,916 (100)
10	Diving	37,673	133,277 (66.8)	37,333 (18.7)	16,187 (8.1)	12,610 (6.3)	199,408 (100)
11	OffShore Stow Net	217,643	364,436 (41.2)	345,423 (39.1)	87,353 (9.9)	87,296 (9.9)	884,509 (100)
12	OffShore Angling	89,216	139,794 (35.9)	176,866 (45.4)	27,806 (7.1)	45,348 (11.6)	389,814 (100)
13	OffShore Gill Net	137,769	372,485 (39.8)	380,003 (40.6)	115,465 (12.3)	68,355 (7.3)	936,307 (100)
14	OffShore Long Lines	52,464	414,939 (47.5)	329,484 (37.7)	57,362 (6.6)	71,225 (8.2)	873,011 (100)

$P_{etc}$ 를 생략하여 분석을 실시하였다.

우선 패널자료의 특성을 고려하지 않은 합동(pooled) 통상최소제곱법(OLS, ordinal least squares)을 이용한 분석을 실시하였다. OLS는 식 (7)의  $u_i + u_t + \varepsilon_{it}$ 에서  $u_i + u_t = 0$ 임을 가정하고 분석한 것으로, 패널 개체와 시간의 이질성을 고려하지 않은 분석이다. OLS 추정 시 효율적인 OLS 추정량을 추정하기 위해 오차항의 자기상관과 이분산 검정을 실시하여 이를 반영한 모형을 추정하였다(Appendix A).

이분산과 자기상관을 고려한 합동 OLS 추정 결과,  $\beta_{QQ}$ ,  $\beta_{Qsales}$ ,  $\beta_{Qpro}$ 를 제외한 모든 계수가 유의하게 분석되었고, 추정된 모형 역시 유의하게 분석되었다. 다음으로 고정효과모형과 확률효과모형을 추정하였다. 고정효과모형은 식 (7)의  $u_i + u_t + \varepsilon_{it}$ 에서  $u_t = 0$ 임을 가정하고 분석한 것으로, 패널 개체의 이질성만을 고려한 모형으로 일원(one-way) 고정효과모형이라고도 한다. 여기서 합동 OLS 모형을 선정할 것인지, 고정효과모형을 선정할 것인지에

대한 귀무가설이 “패널 개체의 이질성이 존재하지 않는다( $u_i = 0$ )”인 F-검정을 실시한다. 귀무가설이 기각될 경우, 패널 개체의 이질성을 반영한 고정효과모형을 선정하게 된다.

일원고정효과모형과 일원확률효과모형을 분석한 결과, 고정효과모형과 확률효과모형 모두  $\beta_{QQ}$  계수를 제외한 모든 계수가 유의하게 분석되었고, 추정된 모형 역시 유의하게 분석되었다. 그리고 모형의 적합도를 의미하는 결정계수( $R^2$ ) 역시 1로 나타나 추정된 모형은 적합도가 대단히 높은 것으로 나타났다. 패널자료를 이용한 분석에서는 결정계수를 Within, Between, Overall 3가지로 나누어 제시하고 있는데, Overall은 전체 대상의 결정계수를 의미하고, Between은 패널 그룹간의 결정계수를 Within은 패널 그룹내의 결정계수를 의미한다. 고정효과에 대한  $u_i$  검정 결과, 귀무가설을 기각하여 패널 개체의 이질성이 존재하는 고정효과모형을 선정하게 되었다(Appendix B).

고정효과모형을 선정할 것인지, 확률효과모형을 선정할

Table 3. Result of the two-way fixed effect model and random effect model

Model	Fixed effect			Random effect			
	Incost	Coef.	Z-stat.	P-Value	Coef.	Z-stat.	P-Value
Constant		0.0017	1.4900	0.1370	0.0008	0.7200	0.4720
<b>lncatch</b>	$\alpha_Q$	<b>0.9971***</b>	<b>248.7100</b>	<b>0.0000</b>	<b>1.0047</b>	<b>309.8600</b>	<b>0.0000</b>
lnwage	$\alpha_{wage}$	0.3081***	34.6800	0.0000	0.3106***	35.0300	0.0000
lnsale	$\alpha_{sale}$	0.1860***	21.8300	0.0000	0.1886***	23.6100	0.0000
lnproduction	$\alpha_{pro}$	0.3104***	46.7200	0.0000	0.3049***	44.6500	0.0000
<b>lncatch<sup>2</sup></b>	$\beta_{QQ}$	<b>0.0005*</b>	<b>1.7700</b>	<b>0.0770</b>	<b>-0.0001</b>	<b>-0.2900</b>	<b>0.7720</b>
lnsale <sup>2</sup>	$\beta_{sale sale}$	0.0983***	43.0800	0.0000	0.0973***	47.5600	0.0000
lnwage <sup>2</sup>	$\beta_{wage wage}$	0.2267***	114.7400	0.0000	0.2259***	119.0500	0.0000
lnproduction <sup>2</sup>	$\beta_{pro pro}$	0.2189***	118.2400	0.0000	0.2229***	138.4400	0.0000
<b>lncatch*lnsale</b>	$\beta_{Qsale}$	<b>0.0022***</b>	<b>3.6100</b>	<b>0.0000</b>	<b>0.0015***</b>	<b>2.8200</b>	<b>0.0050</b>
<b>lncatch*lnwage</b>	$\beta_{Qwage}$	<b>-0.0022***</b>	<b>-3.6400</b>	<b>0.0000</b>	<b>-0.0020***</b>	<b>-3.3800</b>	<b>0.0010</b>
<b>lncatch*lnproduction</b>	$\beta_{Qpro}$	<b>-0.0014***</b>	<b>-3.1900</b>	<b>0.0020</b>	<b>-0.0012***</b>	<b>-2.7100</b>	<b>0.0070</b>
lnwage*lnsale	$\beta_{wage sale}$	-0.0405***	-23.9100	0.0000	-0.0367***	-23.6600	0.0000
lnwage*lnproduction	$\beta_{wage pro}$	-0.1434***	-120.9000	0.0000	-0.1454***	-140.3700	0.0000
lnsale*lnproduction	$\beta_{sale pro}$	-0.0385***	-26.1400	0.0000	-0.0385***	-29.3000	0.0000
	within		1.0000			1.0000	
R-Squared (R <sup>2</sup> )	between		1.0000			1.0000	
	overall		1.0000			1.0000	
F-Stat. (P-Value)		429,358.7600*** (0.0000)			Wald Chi <sup>2</sup>	74,800,000.0000***	
$u_i$ test (P-Value)		4.1600*** (0.0000)			(P-Value)	(0.0000)	
Dummy variable test (P-Value)		1.0400 (0.4180)				22.1800 (0.8472)	

Note: \*, \*\*, \*\*\* mean that coefficients of variables are statistically significant under 10%, 5%, 1% critical values respectively

The  $u_i$  test null hypothesis(H0) is that  $u_i$  is 0

The Dummy variable test null hypothesis(H0) is that Time Characteristics is 0

\*, \*\*, \*\*\* indicate rejection of H<sub>0</sub> at the 10%, 5%, 1% significance level

것인지에 대한 Hausman 검정 결과,  $u_i$ 와  $x_{it}$  간에 상관관계가 없다는 귀무가설을 기각하여 오차항( $u_i$ )을 추정해야 할 모수로 보는 고정효과모형을 선정하였다. 그러나 일원 고정효과모형은 시간에 대한 이질성을 반영하지 못한다는 단점이 존재한다. 이에 본 연구에서는 시간에 대한 이질성 즉,  $u_i \neq 0$  을 가정하는 이원고정효과모형과 이원확률효과모형을 추정하였다(Appendix C).

Table 3은 이원고정효과모형과 이원확률효과모형의 분석결과이다. 고정효과모형은 상수항을 제외한 모든 계수가 유의하게 분석되었고, 모형 역시 유의하게 분석되었다. 확률효과 모형은 상수항과  $\beta_{QQ}$  계수를 제외한 모든 계수가 유의하게 분석되었고, 추정된 모형 역시 유의하게 분석되었다. 그리고 두 모형의 적합도를 의미하는 결정계수(R<sup>2</sup>) 역시 1로 나타나 추정된 모형의 적합도 또한 상당히 높은 것으로 나타났다. 그러나 시간의 이질성에 대한 가변수(dummy variable) 검정에서 “시간 특성이 존재하지 않는다.”라는 귀무가설을 기각하여 두 모형에 시간에 대한 특성은 존재하지 않는 것으로 나타났다.

Table 4. Result of the hausman test in the two-way models

Test	Stat.	P-Value
Hausman	43.7900***	0.0000

Note: The Hausman test null hypothesis(H0) is that  $u_i$  and  $x_{it}$  are no correlation

\*, \*\*, \*\*\* indicate rejection of H<sub>0</sub> at the 10%, 5%, 1% significance level

패널 개체의 이질성에 대한  $u_i$  검정 결과 귀무가설을 기각하여 패널 개체의 이질성이 존재하는 고정효과모형을 선정하게 되었으며, Hausman 검정 결과 고정효과모형을 선정하였다.

이상의 분석결과에서 일원고정효과모형과 이원고정효과모형이 선정되었다. 두 고정효과 모형 중 비용함수 추정에 더 적합한 모형 선정을 위해 제약 모형과 비제약 모형에 대한 우도비(likelihood-ratio) 검정을 실시하였다. 여기서 제약 모형은 시간에 대한 이질성을 고려하지 않는 일원 고정효과모형으로 설정하고, 비제약 모형은 시간에 대한

Table 5. Result of the Likelihood-ratio test

Test	Stat.	P-Value
Likelihood-ratio test	34.4600***	0.0010

Note: The Likelihood-ratio test null hypothesis(H0) is that Two models are equal  
 \*, \*\*, \*\*\* indicate rejection of H<sub>0</sub> at the 10%, 5%, 1% significance level

이질성을 고려하는 이원고정효과모형으로 설정하였다. 우도비 검정의 검정통계량은 자유도가 [제약의 개수]인 카이 제곱분포를 따르며, 식 (13)과 같이 나타낼 수 있다 (민과 최 2013).

$$LR = -2(\ln FE_{two-way} - \ln FE_{one-way}) \sim \chi^2_{df} \quad (13)$$

우도비 검정결과, “두 모형이 동일하다.”는 귀무가설을 기각하여 두 모형 간에 차이가 존재함을 확인할 수 있었고, 시간에 대한 이질성을 고려하는 비제약 모형인 이원고정효과 모형의 적합성이 더 높은 것을 확인할 수 있었다. 따라서 본 연구에서 규모의 경제 분석시 필요한 계수의 추정치는 이원고정효과모형의 추정치를 이용하여 분석하였다.

**비용함수의 제약에 대한 검정**

본 연구에서 추정한 비용함수가 제약을 반영하여 적합하게 추정되었는지 확인하기 위해 제약에 대한 검정을 실시하였다. Table 6은 식 (3)의 동차조건에 유의성 검정 결과를 보여준다. 제약에 대한 검정 결과, 모든 제약이 유의한 것으로 분석되었고, 추정된 비용함수가 제약조건을 잘 반영하고 있는 것으로 나타났다.

**규모의 경제성**

Table 3의 초월대수비용함수 추정치를 이용하여 규모의 경제성을 분석하였다. 식 (12)에  $\alpha_Q, \beta_{QQ}, \beta_{Qsale}, \beta_{Qwage}, \beta_{Qpro}$ 의 계수 추정치와 각 어업별 연도별 자료를 적용하여 규모의 경제성을 분석하였다.  $\alpha_Q$ 의 계수는 0.9971로 생산량이 1% 증가할 경우 생산량에 대한 비용탄력성은

Table 6. Result of the model restrictions test

Restriction	F-Stat.	P-Value
$\alpha_{pro} + \alpha_{wage} + \alpha_{sale} = 1$	490.5900***	0.0000
$\beta_{Qpro} + \beta_{Qwage} + \beta_{Qsale} = 0$	5.9700**	0.0150
$\beta_{pro\ pro} + \beta_{pro\ wage} + \beta_{pro\ sale} = 0$	588.4600***	0.0000
$\beta_{wage\ pro} + \beta_{wage\ wage} + \beta_{wage\ sale} = 0$	761.9600***	0.0000
$\beta_{sale\ pro} + \beta_{sale\ wage} + \beta_{sale\ sale} = 0$	121.0900***	0.0000
Joint test	6,502.8000***	0.0000

Note: \*, \*\*, \*\*\* mean that restrictions are statistically significant under 10%, 5%, 1% critical values respectively

Table 7. Result of economies of scale and cost elasticity in offshore fishery by each year

Year	Cost elasticity	SCE	t-Stat.
1985	0.9992	0.0008***	-266.2211
1986	0.9994	0.0006***	-199.8510
1987	0.9995	0.0005***	-191.2836
1988	0.9993	0.0007***	-232.1673
1989	0.9992	0.0008***	-264.3300
1990	0.9994	0.0006***	-200.6156
1991	0.9991	0.0009***	-302.8358
1992	0.9990	0.0010***	-310.0202
1993	0.9994	0.0006***	-205.6528
1994	0.9993	0.0007***	-236.1892
1995	0.9992	0.0008***	-265.8131
1996	0.9994	0.0006***	-196.4640
1997	0.9992	0.0008***	-294.0457
1998	0.9992	0.0008***	-301.8756
1999	0.9994	0.0006***	-224.2755
2000	0.9992	0.0008***	-295.9498
2001	0.9995	0.0005***	-181.5874
2002	0.9994	0.0006***	-217.8286
2003	1.0000	0.0000***	13.6606
2004	0.9998	0.0002***	-62.6951
2005	0.9996	0.0004***	-142.7643
2006	0.9997	0.0003***	-135.9241
2007	0.9995	0.0005***	-188.8283
2008	0.9994	0.0006***	-210.2385
2009	0.9995	0.0005***	-165.0905
2010	0.9993	0.0007***	-222.8315
2011	0.9992	0.0008***	-250.2649
2012	0.9991	0.0009***	-268.2051
2013	0.9990	0.0010***	-292.2623
2014	0.9991	0.0009***	-281.8167
2015	0.9993	0.0007***	-214.4414

Note: \*, \*\*, \*\*\* mean that estimators are statistically significant under 10%, 5%, 1% critical values respectively

0.9971% 증가함을 확인할 수 있다.  $\beta_{QQ}$ 의 계수는 0.0005,  $\beta_{Qsale}$ 의 계수는 0.0022,  $\beta_{Qwage}$ 의 계수는 -0.0022,  $\beta_{Qpro}$ 의 계수는 -0.0014로 각 변수들이 1% 증가할 경우 생산량에 대한 비용탄력성은 각 계수의 크기만큼 변화함을 확인할 수 있다. 근해어업 전체의 연도별 규모의 경제성 분석 결과를 살펴보면 Table 7과 같다. 분석결과, 우리나라 근해어업은 2003년을 제외한 모든 기간에서 규모의 경제가 존재하는 것으로 나타났다. 그러나 규모의 경제가 발생한 기간의 모든 규모의 경제성 지표가 “0”에 가까워 규모의 경

Table 8. Result of economies of scale and cost elasticity in each offshore fisheries (2015)

no	Gear	Cost elasticity	SCE	t-Stat.
1	Large Pair-Trawl	1.0006	-0.0006***	285.8218
2	Danish Seine	1.0001	-0.0001***	22.9542
3	Large Otter Trawl	1.0007	-0.0007***	254.6580
4	Estern Sea Medium Danish Seine	1.0003	-0.0003***	235.0236
5	Southwest Sea Medium Danish Seine	0.9995	0.0005***	-185.3856
6	Estern Sea Trawl	1.0007	-0.0007***	440.8165
7	Large Purse Seines	1.0007	-0.0007***	308.9044
8	Anchovy Drag Net	0.9993	0.0007***	-246.4992
9	OffShore Trap	0.9966	0.0034***	-906.5735
10	Diving	0.9971	0.0029***	-724.1964
11	OffShore Stow Net	0.9990	0.0010***	-355.4823
12	OffShore Angling	0.9983	0.0017***	-816.8277
13	OffShore Gill Net	0.9989	0.0011***	-359.4827
14	OffShore Long Lines	0.9966	0.0034***	-1,094.0993

Note: \*, \*\*, \*\*\* mean that estimators are statistically significant under 10%, 5%, 1% critical values respectively

제가 사라지는 지점에 거의 도달해 있는 것을 확인할 수 있다. 이는 우리나라 근해어업이 최적 규모인 최소효율규모(minimum efficient scale)에 거의 근접해 있다는 것으로, 현재 이상의 규모 확대는 오히려 비용보다 어획량이 적게 증가하게 되는 규모의 불경제를 불러올 수 있다. 분석결과에 따르면 현 수준을 유지하고 규모의 경제 효과를 증대시키기 위해서는 근해어업의 규모 축소가 불가피하다고 판단된다.

본 연구에서는 분석에 이용된 2015년 기준 14개 어업의 규모의 경제성을 분석하였다. Table 8를 살펴보면, 쌍끌이대형저인망어업, 외끌이대형저인망어업, 대형트롤어업, 동해구 외끌이중형저인망어업, 동해구중형트롤어업, 대형선망어업을 제외한 모든 어업에서 규모의 경제가 존재하는 것으로 분석되었다. 쌍끌이대형저인망어업을 포함한 6개 어업은 규모의 불경제가 존재하여 규모 축소가 필요한 것으로 나타났다. 그러나 규모의 경제가 존재한다고 나타난 어업 역시 이미 최소효율규모에 거의 도달해 있어, 전체적으로 규모 확대 정책보다는 규모 축소 정책이

적합할 것으로 보인다.

규모의 불경제가 존재하는 어업이 최소효율규모에 도달하기 위한 어획량을 분석을 통해 추정해 보았다. 어획량을 제외한 비용항목별 단위가격은 2015년 기준으로 고정되어 있다고 가정한 후, 어획량을 변화시켜가며 규모의 경제성 지표가 “0”이 되는 지점의 어획량을 추정하였다. 최소효율규모 어획량 추정 결과, 쌍끌이대형저인망어업은 기존 어획량 보다 3.26배 감소한 190,557 kg을 어획하여야 현 시점의 비용 하에서 최소효율규모에 도달할 수 있는 것으로 분석되었다. 외끌이대형저인망어업은 기존 어획량 보다 1.10배 감소한 195,686 kg을, 대형트롤어업은 기존 어획량 보다 3.50배 감소한 380,952 kg을, 동해구 외끌이중형저인망어업은 기존 어획량 보다 1.89배 감소한 132,999 kg을, 동해구 중형트롤어업은 기존 어획량 보다 3.90배 감소한 157,927 kg을, 대형선망어업은 기존 어획량 보다 3.74배 감소한 405,203 kg을 어획하여야 최소효율규모 도달 및 규모의 불경제성이 사라지는 것으로 분석되었다.

Table 9. Catch of minimum efficient scale in decreasing returns to scale offshore fisheries

(Unit: kg)

no	Gear	Before Catch	After Catch	Difference	Multiple
1	Large Pair-Trawl	620,716	190,557	430,159	3.26
2	Danish Seine	216,000	195,686	20,314	1.10
3	Large Otter Trawl	1,332,096	380,952	951,144	3.50
4	Estern Sea Medium Danish Seine	250,718	132,999	117,719	1.89
5	Estern Sea Trawl	615,158	157,927	457,231	3.90
6	Large Purse Seines	1,515,743	405,203	1,110,540	3.74



#### 4. 요약 및 결론

본 연구는 근해어업 비용자료를 이용하여 비용함수를 추정하고, 우리나라 근해어업의 규모의 경제성을 분석하였다. 비용함수 추정시 초월대수비용함수를 이용하였고, 분석은 패널자료를 이용한 패널분석을 실시하였다. 합동 OLS와 고정효과모형을 추정하여 두 모형의 선정여부를 검증하였고, Hausman 검정을 이용하여 고정효과모형과 확률효과모형의 선정여부를 검증하였다. 그리고 비용함수의 계수 추정치를 이용하여 연도별 근해어업의 규모의 경제성과 2015년 기준 14개 근해어업 업종별 규모의 경제성을 분석하였다.

최종 선정된 분석 모형은 패널 개체의 이질성과 시간의 이질성을 반영한 이원고정효과모형으로 합동 OLS와 고정효과모형에 대한 F-검정, 고정효과모형과 확률효과모형에 대한 Hausman 검정, 그리고 일원고정효과모형과 이원고정효과모형에 대한 우도비 검정을 통해 선정되었다. 최종 선정된 이원고정효과모형을 통해 초월대수비용함수를 추정하였으며, 추정된 초월대수비용함수는 부과된 제약을 유의하게 잘 반영한 것으로 분석되어 적합도가 높은 모형이 추정되었음을 확인할 수 있었다.

우리나라 근해어업에 대한 규모의 경제성 분석결과, 근해어업은 2003년을 제외한 모든 기간에서 규모의 경제가 존재하는 것으로 분석되었다. 그러나 최소효율규모에 거의 근접해 있어 더 이상의 규모 확대는 비효율성을 가져오는 것으로 나타났다. 이러한 분석결과에 따르면 우리나라 근해어업은 규모 확대보다는 규모 축소가 필요한 것으로 나타났으며, 이는 현재 정부가 시행중인 어선감척사업의 정책적 방향성이 맞다고 할 수 있다.

2015년 기준 근해어업 업종별 규모의 경제성 분석결과에서는 쌍끌이대형저인망어업, 외끌이대형저인망어업 등의 끌이류 5개 어업과 대형선망어업을 제외한 나머지 어업에서 규모의 경제가 존재하는 것으로 분석되었다. 그러나 이들 규모의 경제가 존재하는 어업은 이미 최소효율규모에 근접하여 어업의 수익성을 개선하기 위해서는 규모의 축소가 필요한 것으로 분석되었다. 규모의 불경제가 존재하는 끌이류 5개 어업과 대형선망어업은 규모 축소가 시급히 이루어져야 할 것으로 판단되며, 정부의 어업구조조정 정책이 가장 먼저 시행되어야 할 업종으로 판단된다.

본 연구는 우리나라 근해어업을 대상으로 초월대수비용함수를 추정하여 규모의 경제성을 분석하였다는 점과 비용함수 추정에 있어 패널자료를 이용한 패널 분석을 실시하였다는 점에서 의의가 있다고 본다. 본 연구의 결과는 근해어업의 어업법 규모의 경제성 분석결과를 제공함으로써 정부의 어업구조조정 정책 수립과 시행에 도움이 될 수 있을 것으로 보인다. 그러나 본 연구는 비용함수를 이

용한 경제이론적 분석으로써 어업경영체의 수익성에 큰 영향을 주는 수산자원의 영향을 고려하지 못했다는 한계가 존재한다. 따라서 비용측면에서의 분석인 본 연구의 분석결과 외에 수산자원의 영향을 추가적으로 고려한 생물경제학적인 분석의 필요성을 지적하며, 이를 향후의 과제로 둔다.

#### 사 사

이 논문은 부경대학교 자율창의학술연구비(2016년)에 의하여 연구되었습니다. 본 연구의 수행 과정에서 귀중한 자문을 아끼지 않으셨던 부경대학교 경제학부 박철형 교수님, 남중용 교수님 및 본 저널의 심사위원님들께 깊은 감사를 드립니다.

#### 참고문헌

- 국가법령정보센터 (2016) 『수산업법 시행령』 [별표 4]. <http://www.law.go.kr/> Accessed 15 Oct 2016
- 국가통계포털 (2016) 생산자 물가지수. <http://kosis.kr/> Accessed 15 Oct 2016
- 김기수, 강용주 (1994) Cobb-Douglas 생산기술특성하의 연안어선어업의비용 및 이윤함수의 추정. 수산경영논집 25(2):47-58
- 민인식, 최필선 (2013) 패널 데이터 분석. 지필미디어, 서울, 262 p
- 수협 수산경제연구원 (2016) 어업경영조사. <http://fei.suhyp.co.kr/> Accessed 10 Oct 2016
- 이윤, 김동엽 (2010) 트랜스로그 비용함수를 이용한 해수온도변화에 따른 명태 어획량 분석. 자원·환경경제연구 19(4):897-914
- Arellano M (2003) Panel data econometrics. Oxford University Press, Oxford, 231 p
- Baltagi BH (2005) Econometric analysis of panel data. John Wiley & Sons, Chichester, 390 p
- Christensen LR, Jorgenson DW, Lau LJ (1973) Transcendental logarithmic production frontiers. Rev Econ Stat 55(1): 28-45
- Christensen LR, Greene WH (1976) Economies of scale in US electric power generation. J Polit Econ 84(4):655-676
- Wooldridge JM (2002) Econometric analysis of cross-section and panel data. MIT Press, Massachusetts, 752 p

#### 국문 참고자료의 영어 표기

English translation / Romanization of references originally written in Korean

National Law Information Center (2016) Fisheries act

- enforcement decree [attached table 4]. <http://www.law.go.kr/> Accessed 15 Oct 2016
- Korean Statistical Information Service (2016) Producer price index. <http://kosis.kr/> Accessed 15 Oct 2016
- Kim KS, Kang YJ (1994) An estimation of cost and profit functions under cobb-douglas production technology in the coastal fishing. *J Fish Bus Adm* **25**(2):47–58
- Min IS, Choi PS (2013) Pnael data analysis. Jiphimedia, Seoul, 262 p
- Fisheries Economic Institute in National Federation of Fisheries Cooperatives (2016) Annual fisheries business statistics. <http://fei.suhyup.co.kr/> Accessed 10 Oct 2016
- Lee Y, Kim DY (2010) Measuring surface water temperature effects on the walleye pollock fishery production using a Translog cost function approach. *Environ Res Econ Rev* **19**(4):897–914

*Received Sep. 19, 2016*

*Revised Mar. 14, 2017*

*Accepted Mar. 19, 2017*

## Appendix

### Appendix A. Result of the pooled OLS

Incost		Coef.	Std. Err.	Z-stat.	P-Value
Constant		1.3490***	0.0175	76.9400	0.0000
<b>lncatch</b>	$\alpha_Q$	<b>1.0001***</b>	<b>0.0023</b>	<b>428.0200</b>	<b>0.0000</b>
lnwage	$\alpha_{wage}$	0.2995***	0.0068	44.1000	0.0000
lnsale	$\alpha_{sale}$	0.2137***	0.0068	31.6100	0.0000
lnproduction	$\alpha_{pro}$	0.2792***	0.0060	46.4700	0.0000
<b>lncatch<sup>2</sup></b>	$\beta_{QQ}$	<b>0.0001</b>	<b>0.0002</b>	<b>0.5600</b>	<b>0.5740</b>
lnsale <sup>2</sup>	$\beta_{sale sale}$	0.1008***	0.0018	56.9000	0.0000
lnwage <sup>2</sup>	$\beta_{wage wage}$	0.2248***	0.0017	131.2200	0.0000
lnproduction <sup>2</sup>	$\beta_{pro pro}$	0.2272***	0.0017	137.1300	0.0000
<b>lncatch*lnsale</b>	$\beta_{Qsale}$	<b>0.0001</b>	<b>0.0005</b>	<b>0.3000</b>	<b>0.7610</b>
<b>lncatch*lnwage</b>	$\beta_{Qwage}$	<b>-0.0011**</b>	<b>0.0005</b>	<b>-2.5300</b>	<b>0.0110</b>
<b>lncatch*lnproduction</b>	$\beta_{Qpro}$	<b>0.0002</b>	<b>0.0004</b>	<b>0.5500</b>	<b>0.5850</b>
lnwage*lnsale	$\beta_{wage sale}$	-0.0389***	0.0014	-28.0800	0.0000
lnwage*lnproduction	$\beta_{wage pro}$	-0.1434***	0.0012	-123.4200	0.0000
lnsale*lnproduction	$\beta_{sale pro}$	-0.0431***	0.0013	-33.1800	0.0000
Wald chi <sup>2</sup> Stat. (P-Value)			121,000,000.0000***	(0.0000)	

Note: \*, \*\*, \*\*\* mean that coefficients of variables are statistically significant under 10%, 5%, 1% critical values respectively

**Appendix B. Result of the one-way fixed effect model and random effect model**

Model	Fixed effect			Random effect			
	Incost	Coef.	Z-stat.	P-Value	Coef.	Z-stat.	P-Value
Constant		1.3314***	49.5500	0.0000	1.2925***	54.6400	0.0000
<b>Incatch</b>	$\alpha_Q$	<b>0.9994***</b>	<b>258.3800</b>	<b>0.0000</b>	<b>1.0056***</b>	<b>320.8300</b>	<b>0.0000</b>
Inwage	$\alpha_{wage}$	0.3107***	36.2100	0.0000	0.3137***	36.9100	0.0000
Insale	$\alpha_{sale}$	0.1893***	22.6700	0.0000	0.1906***	24.5900	0.0000
Inproduction	$\alpha_{pro}$	0.3080***	47.1100	0.0000	0.3029***	45.5400	0.0000
<b>Incatch<sup>2</sup></b>	$\beta_{QQ}$	<b>0.0004</b>	<b>1.1900</b>	<b>0.2340</b>	<b>-0.0001</b>	<b>-0.6100</b>	<b>0.5430</b>
Insale <sup>2</sup>	$\beta_{sale sale}$	0.0988***	44.5500	0.0000	0.0977***	49.5200	0.0000
Inwage <sup>2</sup>	$\beta_{wage wage}$	0.2252***	118.4700	0.0000	0.2251***	123.2700	0.0000
Inproduction <sup>2</sup>	$\beta_{pro pro}$	0.2177***	122.2100	0.0000	0.2221***	144.2100	0.0000
<b>Incatch*Insale</b>	$\beta_{Qsale}$	<b>0.0017***</b>	<b>3.0100</b>	<b>0.0030</b>	<b>0.0014***</b>	<b>2.6400</b>	<b>0.0080</b>
<b>Incatch*Inwage</b>	$\beta_{Qwage}$	<b>-0.0022***</b>	<b>-3.8200</b>	<b>0.0000</b>	<b>-0.0022***</b>	<b>-3.9200</b>	<b>0.0000</b>
<b>Incatch*Inproduction</b>	$\beta_{Qpro}$	<b>-0.0011***</b>	<b>-2.6300</b>	<b>0.0090</b>	<b>-0.0010**</b>	<b>-2.3700</b>	<b>0.0180</b>
Inwage*Insale	$\beta_{wage sale}$	-0.0393***	-24.5200	0.0000	-0.0367***	-24.4400	0.0000
Inwage*Inproduction	$\beta_{wage pro}$	-0.1433***	-124.0800	0.0000	-0.1451***	-144.0100	0.0000
Insale*Inproduction	$\beta_{sale pro}$	-0.0384***	-27.0000	0.0000	-0.0387***	-30.7100	0.0000
	within		1.0000			1.0000	
R-Squared (R <sup>2</sup> )	between		1.0000			1.0000	
	overall		1.0000			1.0000	
F-Stat. (P-Value)		1,350,000.0000*** (0.0000)			Wald Chi <sup>2</sup>	76,200,000.0000***	
$u_i$ test (P-Value)		3.6500*** (0.0000)			(P-Value)	(0.0000)	

Note: \*, \*\*, \*\*\* mean that coefficients of variables are statistically significant under 10%, 5%, 1% critical values respectively

The  $u_i$  test null hypothesis(H0) is that  $u_i$  is 0

\*, \*\*, \*\*\* indicate rejection of H<sub>0</sub> at the 10%, 5%, 1% significance level

**Appendix C. Result of the hausman test in the one-way models**

Test	Stat.	P-Value
Hausman	43.7900***	0.0000

Note: The Hausman test null hypothesis(H0) is that  $u_i$  and  $x_{it}$  are no correlation

\*, \*\*, \*\*\* indicate rejection of H<sub>0</sub> at the 10%, 5%, 1% significance level