

트랜스로그 비용함수를 이용한 참치연승어업 규모의 경제성 분석

조훈석¹ · 남종오*

¹부경대학교 일반대학원 자원환경경제학과 대학원생, *부경대학교 인문사회과학대학 경제학부 교수

An Analysis on Economies of Scale for Tuna Distant Longline Fishery Using a Translog Cost Function

Hoon-Seok Cho¹ and Jong-Oh Nam*

¹Graduate Student, Department of Resource and Environmental Economics, Graduate School, Pukyong National University, Busan, 48513, Korea

*Professor, Division of Economics, College of Humanities & Social Sciences, Pukyong National University, Busan, 48513, Korea

Abstract

The purpose of this study is to identify economic situation on scale of tuna distant longline fishery by analyzing its economies of scale using the cost function. To analyze its economies of scale, the deep-sea fishing statistics were used from 2012 to 2016. In detail, the number of panels for estimating the cost function was 68 tuna distant longline vessels from 2012 to 2016, and the total number of observations over the five years were 340. As a final model, the two-way fixed effect model based on the translog cost function was adopted through the F test, the Breusch-Pagan test and the Hausman test. As a result of the analysis, it was found that tuna distant longline fishery between 2012 and 2014 was diseconomies of scale, the fishery between 2015 and 2016 was economies of scale. However, the economic indicators of the scale from 2012 to 2016 were almost close to zero, indicating that the constant returns to scale, the optimal scale, were reached. Therefore, in the situation where the amount of fishery resources in the world continues to decrease, it is necessary to prepare a method to obtain economic benefits through scale maintenance and reduction rather than indiscriminate scale expansion.

Keywords : Panel Data, Translog Cost Function, Tuna Distant Longline Fisheries, Two-way Fixed Effect Model, Economy of Scale

Received 22 July 2020 / Received in revised form 24 August 2020 / Accepted 24 August 2020

*Corresponding author : <https://orcid.org/0000-0002-2349-9225>, +82-51-629-5317, namjo1234@pknu.ac.kr

¹ <https://orcid.org/0000-0002-2172-3481>

© 2020, The Korean Society of Fisheries Business Administration

I. 서론

우리나라 원양어업의 역사는 인도양 시험조사선인 지남호(指南號)가 1957년 6월 29일 부산항 1부두에서 출발하여 광복절인 8월 15일 인도양 니코발아일랜드 해역에서 처음으로 참치를 어획하면서 시작되었다. 연승, 트롤, 선망 등의 복합적 기능이 발휘되도록 설계된 지남호의 성공적인 참치 어획은 우리나라가 본격적으로 원양어업을 시작하는 계기를 마련하는 데 큰 역할을 하였다. 이후 60여 년이 지난 현재까지 원양어업이 성장·발전할 수 있었던 것은 업계의 부단한 노력과 함께 정부와 유관기업의 적극적인 지원과 협조가 있었기에 가능하였다. 특히, 1960년대 초반 10여 척에 불과했던 원양어선은 1970년대 후반에 이르러 850여 척까지 증가했을 뿐만 아니라 원양어업의 생산액도 국내총생산에 1.22%를 차지할 정도로 높은 비중을 차지하였다.

그러나 원양어업국의 무분별한 공해상의 수산자원 남획으로 이들 자원이 급격히 감소하면서 공해어업의 문제에 대해 수산선진국의 주도하에 유엔이 개입하였고, 급기야는 UN 해양법협약을 통해 연안국의 200해리 배타적 경제수역(EEZ)이 선포되었다. UN 해양법협약의 결과로, 선진 원양어업국뿐만 아니라 우리나라 원양산업 또한 어장 규모 축소, 오일쇼크로 인한 어업비용 증가, 어가 하락에 따른 매출액 감소 등의 영향에 직격탄을 맞아 힘든 시기를 겪어야 했다. 최근에는 다양한 국제수산기구 등장과 함께 공해상의 조업 규제 및 수산자원 관리조치 강화 등으로 힘든 시기를 맞고 있다. 그러나 이러한 어려운 상황 속에서도 우리나라는 각종 국제수산기구의 가입과 적극적인 참여, 그리고 새로운 어장 개척과 주요 연안국과의 긴밀한 협조 및 공적개발원조(ODA) 등을 통해 효과적으로 조업을 수행하여 2018년에는 약 47만 톤의 생산과 약 1조 1천억 원 이상의 생산금액을 기록하였다. 이 중 원양어업의 효시인 참치연승어업도 2018년 기준 약 113척이 남태평양 연안 도서국 주 어장을 대상으로 조업하여 약 33천 톤의 참치를 어획하였으며, 이를 일본, 유럽 등에 수출하여 약 134,239천 달러의 수출고를 기록하였다.

그러나 참치연승어업의 경우, 어선의 90% 수준에 해당하는 100척 정도가 10년 이후에는 초고령 선령인 40년에 도달함에 따라 신조 대체 등을 해야 하는 처지로 선사 운영에 있어 어느 정도의 어선을 효율적으로 사용해야 하는지에 대한 분석이 요구되며, 해기사의 나이도 61% 이상이 50세 이상으로 젊은 층의 노동력 수급이 시급한 상황이다. 또한 최근 들어 참치는 횡감으로 세계 3위, 캔으로 아시아 1위를 할 정도로 전 세계인이 즐겨 먹는 어종으로, 그 수요가 증가하고 있음에 따라 이 어종을 어획하고 있는 참치연승어업 규모의 경제성을 분석해 보는 것은 시의적으로 의미 있는 분석이라 판단된다.

이에 본 연구에서는 우리나라 원양어업에 있어 참치를 어획하는 연승어업의 안정적 생산에 기여할 수 있는 유용한 정보를 제공하고자 이들 어선을 대상으로 어업비용합수를 추정하고, 규모의 경제성 식별을 통해 참치연승어업에 대한 구조조정 및 정책적 방향성에 제시해 보고자 한다.

비용합수 및 규모의 경제와 관련된 연구는 제조업, 금융, 공공기관 등 다양한 분야에서 수행되고 있다(류지수, 2004; 박진경·김성수, 2004; 박정희·변희수, 2009; 박선형 외, 2012). 그러나 국내의 어선어업 분야의 비용합수와 규모의 경제에 관한 선행연구는 앞서 언급한 타 산업 분야보다 상대적으로 많지 않은 편이다(김기수·강용주, 1994; 이윤·김동엽, 2010; 신용민·심성현, 2015; 신용민·정겨운, 2018). 특히, 원양어업 비용합수에 관한 연구는 최근까지 연구되지 않다가, 조현주 외(2019)의 연구를

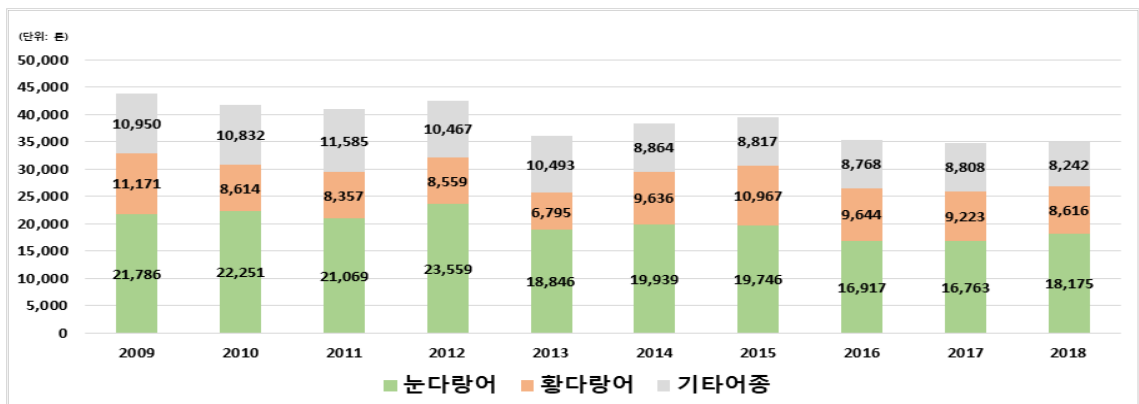
통해 처음으로 발표되었다. 동 연구는 IATTC 해역의 원양연승어업을 SUR(Seemingly Unrelated Regression) 모형을 이용하여 트랜스로그 비용함수를 추정한 후 연료요소를 중심으로 타 요소와의 대체탄력성 분석 및 자기가격탄력성, 자본가격탄력성 등을 분석하였는데, 그 결과 원양연승어업은 대체로 연료 소모형 조업형태를 보임에 따라 비용 감소를 위해 연료 저감형 장치 개발, 연료 선물거래 활성화, 어탐기술 개발 등이 필요함을 제안하였다. 한편, 본 연구는 조현주 외(2019)의 논문에서 패널 분석을 이용하여 트랜스로그 비용함수 분석을 시도한 점은 같으나, 자료 이용 측면에서 패널 개체의 특성을 반영하여 비용함수를 추정하였다는 점에서 차이가 있다. 특히, 패널 모형은 많은 자유도의 확보가 가능해 효율적인 추정량을 얻을 수 있을 뿐만 아니라 패널 개체의 이질성과 시간에 대한 이질성을 모두 고려하여 분석할 수 있는 장점이 있다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 2장에서는 참치연승어업에 대한 현황 분석 및 분석의 기본 가정에 대해 설명한다. 3장에서는 분석에 사용된 이론적 분석방법과 추정모형에 대해 살펴본다. 4장에서는 원양참치연승어업의 비용함수 추정결과 및 규모에 대한 경제 정보를 제공하며, 끝으로, 5장에서는 본 연구 결과를 요약하며 분석의 한계점 및 향후 연구 방향에 대해 제시한다.

II. 현황 분석 및 분석의 기본 가정

1. 현황분석

<그림 1>에서 보듯이 최근 10년 동안 참치연승어업은 약 35천 톤에서 44천 톤의 생산실적을 보이며, 눈다랑어와 황다랑어의 생산비율이 각각 약 51.2%, 23.7%로 전체 생산량 중 약 74.8%를 차지하고 있는 것으로 나타났다. 한편, 참치연승어업의 생산량은 연도별로 조금씩 감소하고는 있으나 비교적 고른 편으로 나타났는데, 이는 연안국 및 국제기구로부터 조업할당제를 부여받고, 이때 부여받은 쿼터는 2년간 유지할 수 있는 권한을 가지고 있었기 때문으로 여겨진다. 그러나 2009~2012년과 2015~2018년을 비교해 보면, 생산량은 5,000톤 이상 차이가 있는 것으로 나타나, 최근 들어 참치자원의 감소와 함께 조업 간의 참치 쿼터 확보의 경쟁이 심화하고 있는 것으로 판단된다.



자료 : 국가통계포털(2018) (<http://www.kosis.kr/>) 어업생산동향조사.

<그림 1> 최근 10년 참치연승어업의 생산 추이(2009~2018년)

2. 분석의 기본 가정

본 연구의 분석 자료는 원양어업 통계조사의 연도별 어업비용 자료를 이용하였다. 어업비용 자료의 패널 개체 수는 2012년부터 2016년까지의 동일 표본인 68개의 어선 자료를 추출하여 패널 분석을 시도함에 따라 전체 관측치 수는 340개를 사용하였다.

연도별 참치연승어업의 비용자료는 국가통계포털의 생산자 물가지수를 2015년 100을 기준으로 환산하여 실질화 하였으며, 법제처의 「수산업법 시행령」 별표 4에 따른 어업경비 항목의 산정기준을 참고하여 분석하였다.

한편, 트랜스로그 비용함수를 추정하기 위하여 각각의 생산비용의 단위당 생산가격을 도출해야 하는데, 본 분석에서 이용할 수 있는 자료의 수준은 어선별로 투입된 총 생산비용에 국한되어 단위당 생산가격을 추정하기에 어려움이 존재하였다. 이에, 투입되는 생산비용에 따라 각 어선의 생산량이 결정된다고 가정하였다. 특히, 원양어업은 특성상 연안국 및 국제기구로부터 매년 할당되는 쿼터를 어느 정도 예상할 수 있으므로, 위의 가정을 적용하는 데 큰 무리가 없을 것으로 판단하였다. 이에 각각의 생산비용에 생산량을 나누어 단위당 생산가격을 도출하였으며, 단위당 생산가격 중 인건비의 경우 선원 수를 나누어 추정하였다.

반면, 감가상각비 및 그 밖의 잡비는 총비용에서 차지하는 비중이 각각 약 2.4%, 약 5.1%로 다른 항목에 비해 상대적으로 낮게 나타났으며, 원자료상 결측치와 이상치도 다수 존재하였다. 이에 분석모

<표 1> 「수산업법 시행령」 별표 4에 따른 경비 항목

경비	경비 항목
1. 생산관리비	① 어미고기 및 수산종자 구입비 ② 미끼구입비 ③ 사료비 ④ 유지보수비 ⑤ 연료 및 유류비 ⑥ 전기료 ⑦ 약품비 ⑧ 소모품비 ⑨ 어장관리비[어장 청소, 해적생물(害敵生物) 구제(驅除) 및 표지시설 설치 등] ⑩ 자원조성비 ⑪ 용선료(備船料)
2. 인건비	① 어업자 본인의 인건비 ② 본인 외의 사람에 대한 인건비
3. 감가상각비	① 시설물 ② 어선 또는 관리선[선체, 기관 및 의장품(艤裝品) 등 포함] ③ 어구 ④ 그 밖의 장비 및 도구
4. 판매관리비	① 가공비 ② 보관비 ③ 용기대 ④ 판매수수료 ⑤ 판매잡비(운반·포장 등)
5. 그 밖의 잡비	① 각종 세금과 공과금 ② 어장행사료 ③ 주식·부식비 ④ 복리후생비 ⑤ 보험료 및 공제료 ⑥ 그 밖의 경비

자료 : 국가법령정보센터 (<http://www.law.go.kr>) 「수산업법 시행령」 별표 4.

<표 2> 변수 설정 및 단위당 생산가격

	변수	약어	단위
종속변수	총비용	cost	백만 원
설명변수	생산량	catch	톤
	생산관리비	production	생산관리비(백만 원)/생산량(톤)
	인건비	wage	선원임금(백만 원)/선원수(명)
	감가상각비	depreciation	-
	판매관리비	sale	판매관리비(백만 원)/생산량(톤)
	그 밖의 잡비	etc	-

<표 3> 기초통계량

(단위 : 톤, 백만 원, %, 개)				
변수	평균	표준편차	최솟값	최댓값
생산량	325.0	91.2	117.0	1,445.0
총비용	1,488,060.0 (100.0)	818,997.3	10,288.0	4,100,785.0
어구비	33,379.3 (2.2)	26,518.9	0.0	115,639.3
연료비	624,420.8 (40.8)	381,174.0	2,768.8	1,381,143.0
입어료	38,849.6 (2.8)	47,207.8	0.0	768,990.7
소모품비	53,922.3 (4.1)	76,684.1	0.0	390,501.0
수리비	101,522.2 (6.6)	112,108.1	0.0	562,342.6
기타출어비	214,058.1 (13.6)	208,570.1	0.0	873,769.8
선원임금	347,922.5 (24.3)	256,049.5	736.0	2,845,873.0
판매비	73,984.8 (5.7)	83,561.7	3.0	356,283.4
관측치수	340			

주 : Each variable is rounded to the first decimal point, and the total can exceed 100.0.

형의 설명력 확보 및 편의(bias)에 따른 오류를 최소화하기 위해 본 연구에서는 감가상각비와 그 밖의 잡비는 제외한 후 분석하였다.

<표 3>은 감가상각비, 그 밖의 잡비를 제외한 비용 항목별 변수에 대한 기초통계량과 총비용에서 각각의 변수들이 차지하는 비율을 나타낸다. 먼저, 생산관리비는 어구비, 연료비, 입어료), 소모품비, 수리비, 기타출어비 항목으로 분류하였으며, 각각 약 2.2%, 약 40.8%, 약 4.1%, 약 6.6%, 약 13.6%로 총비용 중 약 69.9%의 비중을 차지하는 것으로 나타났다. 특히, 생산관리비 항목 중 연료비의 비중이 상대적으로 높은 비율을 차지하고 있음을 확인할 수 있다. 다음으로, 인건비와 판매관리비는 총비용 중 각각 약 24.3%, 약 5.7%의 비중을 차지하는 것으로 나타났다. 이에 상기의 기초통계량을 기초로 하여 <표 2>의 단위당 생산가격을 추정한 후 참치연승어업의 비용함수를 추정하였다.

Ⅲ. 추정모형

1. 트랜스로그 비용함수

우리나라 참치연승어업의 규모의 경제성을 분석하기 위해서는 먼저, 비용함수 추정이 선결되어야 한다. 참치연승어업의 비용함수는 생산량, 생산관리비, 인건비, 감가상각비, 판매관리비, 그 밖의 잡비

- 1) 원양어업 비용 중 입어료를 생산관리비 항목에 포함한 이유는 입어료 목적이 해당 국가의 어장관리 및 자원조성과 연계된 것이므로 입어료를 생산관리비 항목에 포함시켜 분석을 실시하였다.

의 항목으로 다음 식 (1)과 같이 구성하였다(신용민 · 심성현, 2015).

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

이때, C 는 총비용을 의미하며, Q 는 생산량, $P_{production}, P_{wage}, P_{depreciation}, P_{sale}, P_{etc}$ 는 각각 생산관리가격, 임금가격, 감가상각가격, 판매관리가격, 기타가격을 의미한다.

위의 식 (1)을 이용하여 트랜스로그 비용함수를 2차 테일러 전개(Taylor series)에 적용하면 식 (2)와 같은 유연한 비용함수식을 얻을 수 있다(신용민 · 심성현, 2015).

$$\begin{aligned} \ln C = & a_0 + a_Q \ln Q + \sum_i a_i \ln P_i + \frac{1}{2} \beta_{QQ} (\ln Q)^2 + \\ & \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \beta_{ij} \ln P_j + \sum_i \beta_{Qi} \ln Q \ln P_i + u_i + v_i + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (2)$$

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

그러나 앞서 설명한 바와 같이, 감가상각비(*depreciation*) 및 그 밖의 잡비(*etc*)는 총비용에서 차지하는 비중이 낮고, 데이터의 결측치와 이상치도 많았을 뿐만 아니라 분석모형의 설명력 확보 및 다중공선성(*multicollinearity*) 발생에 따른 오류를 최소화하고자 이들 항목은 제외하고 트랜스로그 비용함수식을 추정하였다. 최종적으로 분석에 이용한 트랜스로그 비용함수식은 아래의 식 (3)과 같다.

$$\begin{aligned} \ln C = & a_0 + a_Q \ln Q + \sum_i a_i \ln P_i + \frac{1}{2} \beta_{QQ} (\ln Q)^2 + \\ & \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \beta_{ij} \ln P_i \ln P_j + \sum_i \beta_{Qi} \ln Q \ln P_i + u_i + v_i + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (3)$$

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

위의 식 (3)에서 u_i 는 패널 개체의 이질성, v_i 는 시간의 이질성, ε_{it} 는 오차항을 나타낸다. 패널 개체의 이질성이란 참치연승어업이 가진 시간에 따라 변함이 없음을 통제한 것이며, 시간의 이질성이란 시간에 따른 참치연승어업의 업종의 고유한 특성을 의미한다. 한편, 패널데이터는 일반적으로 알려진 바와 같이 횡단면데이터와 시계열 데이터가 복합된 자료로, 횡단면 시계열과 달리 연속성을 가진 같은 개체들을 시간에 걸쳐 관측하며 개별 개체를 추적하고 식별할 수 있을 뿐만 아니라 시계열 데이터와 달리한 대상이 아닌 복수의 대상을 복수의 시간에 걸쳐 관측할 수 있다는 장점이 존재한다(민인식 · 최필선, 2013; 김철현 · 남종오, 2020).

이때, 패널데이터를 이용하여 회귀분석을 진행할 경우, 일반적으로 세 가지 분석모형을 주로 사용하게 된다. 첫째로, 가장 널리 사용되고 있는 최소자승법(OLS, *Ordinal Least Squares*)을 들 수 있다. 둘째로, 패널그룹 특성을 파악하는 방법으로 관찰되지 않는 패널그룹의 특성을 확률변수로 인식하지 않

고 고정된 상숫값을 이용하는 고정효과모형(FE, Fixed Effects)이 있다(Allison, 2009). 셋째로, 고정효과모형과 다르게 패널그룹의 특성을 확률변수로 가정한 후 개체들 사이의 차이를 오차항 일부에 포함해 분석하는 확률효과모형(RE, Random Effect)으로, 상기 3가지 분석방법이 대표적인 패널데이터 회귀분석 모형이라 할 수 있다(민인식 · 최필선, 2015).

2. Hausman 검정

패널데이터를 이용한 분석으로 최소자승법(OLS)과 고정효과모형(FE), 확률효과모형(RE)에 대한 모형 선정은 각각 F-검정과 Breusch-Pagan 검정을 통해 판단 가능하며, 고정효과모형(FE)과 확률효과모형(RE)은 Hausman 검정을 통해 결정할 수 있다.

$$H_0 : cov(x, u_i) = 0 \quad (4)$$

$$H_1 : cov(x, u_i) \neq 0$$

패널회귀모형 분석에 있어 설명변수와 오차 간의 공분산이 “0”이 아닐 때 발생하는 설명변수들의 내생성 문제는 오차항 u_i 를 추정해야 하는 모수로 보는 여부와 확률변수로 보는지에 따라 고정효과모형과 확률효과모형으로 구분할 수 있다. 식 (4)와 같이 귀무가설을 기각하였을 경우 최종적으로 고정효과모형을 채택할 수 있다. 반대로 귀무가설을 채택하면 설명변수와 오차 간의 공분산이 “0”이므로 설명변수의 내생성 문제가 존재하지 않는 확률효과모형(RE)을 채택하게 된다(한치록, 2019; 김철현 · 남종오, 2020).

이에 본 연구에서는 일반적인 고정효과모형에서 나아가 참치연승어업의 업종별 이질성과 시간의 이질성 모두를 고려하여 최종적으로 이원고정효과모형(two-way fixed effect)을 이용해 트랜스로그 비용함수를 추정해 보고자 한다. 이때, 비용함수의 장기 비용극소화를 달성을 위해 비용 항목별 단위당 가격과 생산량에 식 (5)의 동차조건과 대칭조건인 식 (6)을 트랜스로그 비용함수식인 식 (3)에 대입한다.

homogeneous condition

$$\alpha_{production} + \alpha_{wage} + \alpha_{sale} = 1, \quad (5)$$

$$\beta_{Qproduction} + \beta_{Qwage} + \beta_{Qsale} = 0,$$

$$\beta_{propro} + \beta_{pro wage} + \beta_{pro sale} = 0,$$

$$\beta_{wage pro} + \beta_{wage wage} + \beta_{wage sale} = 0,$$

$$\beta_{salepro} + \beta_{sale wage} + \beta_{sale sale} = 0$$

symmetry condition

$$\beta_{ij} = \beta_{ji}, i \neq j \tag{6}$$

(*i, j = production, wage, sale*)

3. 규모의 경제성

추정된 트랜스로그 비용함수에서 규모에 대한 경제성 지표를 도출하기 위해서는 먼저 비용탄력성 (cost elasticity)을 정의할 필요가 있다. 비용탄력성은 생산량을 % 단위만큼 증가시켰을 때 발생하는 % 비용의 변화로 설명할 수 있으며, 식 (3)의 비용함수식에 따라 규모의 경제는 식 (7)과 같이 나타낼 수 있다(김정학 · 유승훈, 2013).

$$E_{CQ} = \frac{\Delta C}{C} / \frac{\Delta Q}{Q} = \frac{\Delta \ln C}{\Delta \ln Q} = \alpha_Q + \beta_{QQ} \ln Q + \beta_{Qpro} \ln P_{pro} + \beta_{Qwage} \ln P_{wage} + \beta_{Qsale} \ln P_{sale} \tag{7}$$

최종적으로 규모의 경제성을 나타내는 지수 ECS(economy of scale)를 식 (7)의 비용탄력성을 이용하여 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$ECS = 1 - E_{CQ} = 1 - (\alpha_Q + \beta_{QQ} \ln Q + \beta_{Qpro} \ln P_{pro} + \beta_{Qwage} \ln P_{wage} + \beta_{Qsale} \ln P_{sale}) \tag{8}$$

IV. 실증분석

1. 비용함수 추정 및 분석모형 선정

1) 모형 선정을 위한 검정 및 최종 선정 모형

트랜스로그 비용함수 추정에 앞서, 패널 자료의 특성을 제외한 합동최소자승법(Pooled OLS)(<부록

<표 4> F-검정 결과

귀무가설(H_0)	$H_0 : all u_i = 0$
대립가설(H_1)	$H_1 : all u_i \neq 0$
Prob.	0.0001***

주 : *, **, *** indicate statistically significant levels at $p < 0.1$, $p < 0.05$, $p < 0.01$, respectively.

<표 5> Breusch-Pagan 검정 결과

종속변수 및 오차항	분산	표준편차
lncost	3.670351	1.915816
e	0.0017421	0.0417379
u	0.0000148	.0038484
귀무가설(H_0)	$H_0 : var(u_i) = 0$	
대립가설(H_1)	$H_1 : var(u_i) \neq 0$	
Prob.	0.0052***	

주 : *, **, *** indicate statistically significant levels at $p < 0.1$, $p < 0.05$, $p < 0.01$, respectively.

<표 6> 고정효과모형(FE)과 확률효과모형(RE)의 비용함수 추정 결과

	고정효과(Fixed Effect)			확률효과(Random Effect)		
	Coef.	P-Stat.	P-Value	Coef.	Z-Stat.	P(Z)-Value
lncost						
Constant	-0.9498	-0.7200	0.4700	-0.9299	-0.7200	0.4720
lncatch	α_Q 1.2582***	2.7500	0.0060	1.1583***	2.5700	0.0100
lnproduction	α_{pro} 0.7114***	2.9700	0.0030	0.6114***	2.6000	0.0090
lnwage	α_{wage} 0.5535**	2.4600	0.0150	0.6677***	3.0500	0.0020
lnsale	α_{sale} -0.0222	-0.4600	0.6420	0.0497	1.0700	0.2870
lncatch ²	β_{QQ} -0.0331	-0.4100	0.6860	-0.0075	-0.0900	0.9250
lnproduction ²	$\beta_{pro\ pro}$ 0.1413***	8.3100	0.0000	0.1458***	8.5200	0.0000
lnwage ²	$\beta_{wage\ wage}$ 0.1604***	12.6400	0.0000	0.1673***	13.1600	0.0000
lnsale ²	$\beta_{sale\ sale}$ 0.0078***	7.3700	0.0000	0.0088***	8.5400	0.0000
lncatch×lnproduction	$\beta_{Q\ pro}$ 0.0611	1.5600	0.1210	0.0873**	2.2700	0.0230
lncatch×lnwage	$\beta_{Q\ wage}$ -0.0943***	-2.5900	0.0100	-0.1142***	-3.2300	0.0010
lncatch×lnsale	$\beta_{Q\ sale}$ 0.0185**	2.2200	0.0270	0.0039	0.4800	0.6320
lnproduction×lnwage	$\beta_{pro\ wage}$ -0.1580***	-11.1900	0.0000	-0.1672***	-11.8400	0.0000
lnproduction×lnsale	$\beta_{pro\ sale}$ -0.0006	-0.2000	0.8390	-0.0030	-1.0700	0.2840
lnwage×lnsale	$\beta_{wage\ sale}$ -0.0091***	-3.0300	0.0030	-0.0066	-2.1400	0.0320
R-Squared	within		0.9996	0.9996		
	between		0.9218	0.9496		
	overall		0.9994	0.9995		
F-Stat. (P-Value)	50,865.22(0.0000)			Wald Chi ²	598,803.43	
u_i test(P-value)	2.0000(0.0001)			(P-Value)	(0.0000)	

주 : *, **, *** indicate statistically significant levels at p<0.1, p<0.05, p<0.01, respectively.

<표 7> 고정효과모형(FE)와 확률효과모형(RE)의 Hausman 검정 결과

검정	Stat.	P-Value
Hausman	52.13***	0.0000

주 : *, **, *** indicate statistically significant levels at p<0.1, p<0.05, p<0.01, respectively.

<표 8> 시간변수(Dummy)에 대한 F 검정

변수	더미(Dummy)
2012	1
2013	0
2014	0
2015	0
2016	0
F-검정	18.47***
Prob.	0.0000

주 : *, **, *** indicate statistically significant levels at p<0.1, p<0.05, p<0.01, respectively.

<표 9> 이원고정효과모형(two-way fixed effect) 추정 결과

		Coef.	Std. Err.	P-Stat.	P-Value
Incost					
Constant		1.4285	1.2104	1.1800	0.2390
Incatch	α_Q	1.0592***	0.4073	2.6000	0.0100
Inproduction	α_{pro}	0.4759**	0.2150	2.2100	0.0280
Inwage	α_{wage}	0.3630*	0.2031	1.7900	0.0750
Insale	α_{sale}	-0.0182	0.0447	-0.4100	0.6850
Incatch ²	β_{QQ}	-0.0442	0.0726	-0.6100	0.5440
Inproduction ²	β_{propro}	0.1529***	0.0155	9.8600	0.0000
Inwage ²	$\beta_{wagewage}$	0.1549***	0.0116	13.3600	0.0000
Insale ²	$\beta_{salsale}$	0.0056***	0.0010	5.6600	0.0000
Incatch×Inproduction	β_{Qpro}	0.0702**	0.0350	2.0100	0.0460
Incatch×Inwage	β_{Qwage}	-0.0706**	0.0326	-2.1700	0.0310
Incatch×Insale	β_{Qsale}	0.0134*	0.0077	1.7400	0.0830
Inproduction×Inwage	$\beta_{pro wage}$	-0.1477***	0.0130	-11.3900	0.0000
Inproduction×Insale	$\beta_{pro sale}$	0.0010	0.0025	0.4100	0.6790
Inwage×Insale	$\beta_{wage sale}$	-0.0074***	0.0027	-2.7700	0.0060
R-Squared		within		0.9997	
		between		0.9211	
		overall		0.9995	
F-Stat. (P-Value)			50,280.74***(0.0000)		
u_i test(P-value)			2.36***(0.0000)		

주 : *, **, *** indicate statistically significant levels at p<0.1, p<0.05, p<0.01, respectively.

표 1> 참조)과 패널 자료의 특성을 고려한 고정효과모형, 확률효과모형을 모두 분석하였다. 이에 합동최소자승법, 고정효과모형, 확률효과모형 중 어느 모형이 적합한지를 검정하기 위해 각각 F-검정, Breusch-Pagan 검정, Hausman 검정을 실시하였다.

먼저, F-검정 결과, 2.00로 나타나 귀무가설($all\ u_i = 0$)을 기각하여 개체들 사이에 차이가 있는 것으로 나타나, 합동최소자승법에 비해 고정효과모형이 보다 적합함을 확인하였다.

다음으로, Breusch-Pagan 검정 결과 χ^2 값이 6.57로 분석되어, 귀무가설($var(u_i) = 0$)을 기각하였으며, 이에 따라 합동최소자승법에 비해 확률효과모형이 보다 적합한 모형인 것으로 나타났다. 위의 검정 과정을 통해 <표 6>과 같이 고정효과모형과 확률효과모형을 선택하여 트랜스로그 비용함수를 추정하였다.

트랜스로그 비용함수 추정결과, 고정효과모형(FE)과 확률효과모형(RE)에 있어 $\alpha_Q, \alpha_{pro}, \alpha_{wage}, \beta_{propro}, \beta_{wagewage}, \beta_{salsale}, \beta_{Qwage}, \beta_{pro wage}$ 계수들이 공통으로 유의적인 것으로 추정되었다. 그러나 고정효과모형(FE)의 $\alpha_{sale}, \beta_{QQ}, \beta_{Qpro}, \beta_{pro sale}$ 과 확률효과모형(RE)의 $\alpha_{sale}, \beta_{QQ}, \beta_{Qsale}, \beta_{pro sale}, \beta_{wage sale}$

의 계수들이 유의적이지 않은 것으로 나타났다.

추정모형의 설명력을 의미하는 결정계수(R^2) 값은 두 모형 모두 약 1.0000 가까운 것으로 나타나 추정된 모형의 적합도가 매우 높은 것으로 분석되었다. 이에 최종적으로 고정효과모형과 확률효과모형에 대한 선정을 위해 Hausman 검정을 하였다. 검정 결과, x 와 u_i 간에 상관관계가 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각하여 오차항을 추정 모수로 보는 고정효과모형을 선정하였다.

한편, 통계적 분석 결과와 별개로, 고정효과모형이 채택된 이유는 본 연구의 패널 자료가 우리나라 원양 참치연승어업 어선 대부분에 대한 자료가 분석에 포함되었기 때문으로 판단된다.

다만, 본 분석의 패널 자료의 일원효과모형은 참치연승어업에 대한 시간 변화에 따른 이질성을 반영하지 못한다는 점을 들 수 있다. 이에 본 연구에서는 패널 자료의 시간에 대한 특성이 존재하는지를 파악하기 위해 이원고정효과모형을 추정해 보았다.

시간에 대한 고정효과가 존재하는지에 대해서 2012년을 기준으로 하여 시간에 대해 F-검정을 한 결과, 검정통계량이 18.47로 추정되어 시간에 대한 고정효과가 존재하는 것으로 나타나 최종적으로 이원고정효과모형을 선정하여 참치연승어업에 대한 규모의 경제성 분석을 실시하였다.

최종적으로 채택된 이원고정효과모형의 비용함수의 추정계수들을 살펴보면, 먼저, 생산량이 1% 증가하면 비용은 약 1.0592% 증가하는 것으로 나타나 생산량에 비해 비용이 보다 탄력적으로 작용하는 것으로 추정되었다. 다음으로, 생산관리비가 1% 증가하면 비용은 0.4759% 증가하는 것으로 분석되었으며, 인건비가 1% 증가하면 비용은 0.3630% 증가하는 것으로 나타났다. 한편, 판매관리비의 경우, 1% 증가하였을 때, 비용은 0.0182% 가량 감소하는 것으로 나타났으나 통계적으로 유의하지 않았다. 이는 비용요소 중 판매관리비가 차지하는 비중이 다소 낮기 때문인 것으로 여겨진다. 아울러 모형의 설명력을 의미하는 결정계수(R^2)도 일원고정효과모형에 비해 전반적으로 개선된 것으로 나타났으며, 일원고정효과모형에서 유의하지 않은 교차항 $\beta_{pro\ sale}$ 도 유의하게 분석되어 이원고정효과모형을 이용하는 데 무리가 없는 것으로 판단된다.

2) 비용함수의 제약에 대한 검정

한편, 본 연구에서 추정된 비용함수가 제약식을 반영하여 적절하게 추정되었는지 살펴보기 위해 제약식에 대한 검정을 시행하였다. 동차조건에 대한 검정 결과, 모든 제약식이 각각 5%, 1% 수준에서 유의한 것으로 분석되어 추정된 비용함수가 제약조건을 적절히 반영하고 있는 것으로 나타났다.

<표 10> 추정된 비용함수의 제약조건 검정 결과

제약조건	F-Stat.	P-Value
$\alpha_{pro} + \alpha_{wage} + \alpha_{sale} = 1$	5.04**	0.0257
$\beta_{Qpro} + \beta_{Qwage} + \beta_{Qsale} = 0$	53.98***	0.0000
$\beta_{propro} + \beta_{pro wage} + \beta_{pro sale} = 0$	47.54***	0.0000
$\beta_{wage pro} + \beta_{wage wage} + \beta_{wage sale} = 0$	57.48***	0.0000
$\beta_{salepro} + \beta_{sale wage} + \beta_{sale sale} = 0$	12.23***	0.0000
Joint test	26.91***	0.0000

주 : *, **, *** indicate statistically significant levels at $p < 0.1$, $p < 0.05$, $p < 0.01$, respectively.

2. 참치연승어업의 규모의 경제 분석

최종적으로 선정된 이원고정효과모형의 트랜스로그 비용함수의 추정치들을 이용하여 참치연승어업의 규모의 경제성에 대해 분석하였다. 분석은 2012년부터 2016년까지의 동일 어선인 68개의 어선으로, 총 5년치 340개 관측치에 기초하여 경제성 분석을 시도하였으며, 분석 결과는 <표 11>과 같다.

분석에 사용한 설명변수는 α_Q , β_{QQ} , β_{Qpro} , β_{Qwage} , β_{Qsale} 로 식 (8)을 이용하였다.

여기서, 비용탄력성(cost elasticity)은 생산량을 % 단위만큼 증가시켰을 때 발생하는 % 비용의 변화로 설명할 수 있다. 우선, α_Q 의 계수 값은 1.0592로 생산량이 1% 증가할 경우 생산량에 대한 비용탄력성은 1.0592% 증가함을 의미한다. 다음으로, β_{QQ} 의 계수는 생산량 변화에 대한 비용탄력성이 0.3630% 증가함을 뜻하며, β_{Qpro} , β_{Qwage} , β_{Qsale} 의 계수는 각각 0.4759, -0.1477, 0.0134로 개별 설명변수들이 1% 증가할 경우 생산량에 대한 비용탄력성은 개별 계수의 값만큼 변화하는 것을 확인할 수 있다. 다만, 이원고정효과모형 분석 결과, 제곱항의 계수인 β_{QQ} 의 계수의 추정값은 유의하지 않은 것으로 나타나, 본 연구에서는 유의하지 않는 계수 값을 제외한 후 분석하였다.

이때, 규모의 경제성을 나타내는 지수를 ECS로 표현하며, ECS가 양(+)의 값을 가지는 경우는 산출이 1% 증가할 때 산출증가를 위한 투입요소비용이 1%보다 작게 증가하는 경우 산출단위당 비용(=평균비용)이 감소하게 되므로 규모의 경제성(IRS, Increasing Returns to Scale)이 존재하는 것을 의미한다.

반면, ECS가 음(-)의 값을 가지면 산출이 1% 증가할 때 비용이 1% 이상 증가함으로써 평균비용이 상승하게 되므로 규모의 불경제성(DRS, Decreasing Returns to Scale)이 존재한다는 것을 뜻한다. 끝으로 ECS가 “0”인 경우는 규모 확대에 의한 이익 및 손실이 존재하지 않는 규모의 불변성(CRS, Constant returns to scale)인 상태를 나타낸다(박선영 외, 2012).

경제성 분석 결과, 연도에 따라 유의한 정도의 차이는 있으나, 2012년에서 2014년에는 참치연승어업에 있어 규모의 불경제(DRS)가 존재하는 것으로 나타났다. 반면, 2015년에서 2016년에는 규모의 경제(IRS)가 발생하는 것으로 분석되었다. 그러나 규모의 불경제 및 경제가 발생한 기간 모두에서 규모의 경제성 지표가 거의 “0”에 가까운 것으로 나타나, 우리나라 참치연승어업이 최적 규모인 최소효율 규모에 근접해 있는 것으로 파악되었다.

<표 11> 연도별 참치연승어업의 비용탄력성 및 규모의 경제성

연도	비용탄력성 (cost elasticity)	경제성 지표 (ECS)	t-Stat.
2012	1.0359	-0.0359***	-7.505
2013	1.0631	-0.0631***	-11.614
2014	1.0167	-0.0167***	-3.422
2015	0.9447	0.0553***	9.111
2016	0.9978	0.0022	0.409
평균(2012~2016년)	1.0116	-0.0116	-

주 : *, **, *** indicate statistically significant levels at p<0.1, p<0.05, p<0.01, respectively.

V. 결 론

본 연구는 참치연승어업의 어선별·연도별 비용자료를 이용하여 비용함수를 추정하였으며, 나아가 동 어업의 규모의 경제성을 분석하였다. 규모의 경제 분석에 앞서, 비용함수 추정모형으로 다른 비용함수에 비해 상대적으로 유연한 트랜스로그 비용함수를 이용하였고, 비용함수 추정을 위한 분석은 패널 자료를 이용하였다. 구체적으로, F-검정, Breusch-Pagan 검정을 이용하여 합동 최소화방법과 고정효과모형, 확률효과모형의 선정 여부를 검정하였으며, Hausman 검정을 통해 최종적으로 고정효과모형과 확률효과모형 중 고정효과모형을 선택하여 분석하였다. 또한 시간의 특성을 반영하기 위해 최종적으로 이원고정효과모형을 선정하였으며, 추정된 비용함수의 계수 값을 이용하여 참치연승어업의 연도별 규모의 경제성을 분석한 후 동 어업의 규모의 경제에 대한 상황을 식별하였다.

참치연승어업에 대한 규모의 경제성 분석 결과, 2012년부터 2014년까지의 기간에서는 규모의 불경제가 존재하는 것으로 나타났으나, 2015년에서 2016년의 기간에서는 규모의 경제가 발생하는 것으로 분석되었다. 하지만 2012~2016년 모든 기간에서 최소효율규모 수준에 근접한 것으로 나타나 동 어업의 경우 장기평균총비용이 최소가 되는 지점에 근접해 있는 것으로 분석되었다. 보편적인 어로어업의 경우에는 공유수면에 대한 베타성과 함께 정보의 불확실성(수산자원량 수준 등), 선장의 경험, 경쟁적 조업에 따른 자원남획, 남획상태에 따른 새로운 어장 개척 비용, 조업시간 증가 등으로 인해 규모수익 체감(DRS)을 예상할 수 있다. 이러한 사례로 최근 연안어업의 생산성 분석의 연구에서 알 수 있듯이 우리나라 모든 연안어업이 규모수익체감(DRS) 상태에 놓여 있는 것을 확인할 수 있다(어윤양 외, 2020). 그러나 본 연구는 위의 연구 결과에 상반되는 것으로, 참치연승어업은 규모의 불변성(CRS)에 근접해 있는 것으로 추정되었는데, 이는 연구자의 직관과 일치하는 결과를 보였다. 일반적으로 원양어업의 경우, 해당 해역 연안국들 및 국제기구로부터 매년 쿼터를 배분받아 조업하는 특수한 성격을 가지고 있다. 즉, 원양어업의 생산량(산출량)은 어느 정도 예측할 수 있기 때문인데, 이에 따라 장기평균총비용곡선이 단기평균총비용곡선에 비해 더 완만한 U자 형태를 가지게 된다. 이는 참치연승어업의 고정비용이 장기에서는 가변비용으로 전환되다 보니 이를 탄력적으로 이용할 수 있는 데서 비롯된 결과로 판단된다. 이는 단기에서는 과거의 선택에 기초한 단기비용곡선 위에서만 생산할 수 있으나, 장기에는 기업과 선사가 원하는 단기비용곡선을 선택할 수 있기 때문이다.

다만, 우리나라를 포함한 전 세계 어로어업에 대한 수산자원량은 지속적으로 감소하고 있는 시점에서 무분별한 규모 확대보다는 규모 유지 및 축소를 통하여 추가적인 경제적 이득을 얻는 방안도 검토될 필요가 있다. 특히, 참치연승어업의 경우 향후 10년 내에 고령화된 어선을 새로운 어선으로 대체해야 하는 시점에서 어획량의 증가를 고려한 투수의 확대보다는 현 수준의 어획량 유지에 기초한 비용절감형 어선 건조를 통해 규모의 경제를 달성해 나가는 것이 바람직한 정책 방향으로 여겨진다. 이와 함께 신규 노동력 부족, 해기사 노령화 등에 따라 젊은 노동력 수급이 시급한 상황 속에서 기존의 규모를 유지할 수 있도록 정부와 정책입안자의 홍보 및 이와 관련된 제도를 마련하는 것이 시급할 것으로 판단된다.

이상으로 본 연구는 우리나라 원양어업을 대상으로 트랜스로그 비용함수를 추정한 후 규모의 경제성을 분석하였다는 점과 비용함수를 추정함에 있어 패널 자료를 이용하여 패널 분석을 시도하였다는 점에서 의의가 있다고 여겨진다. 특히, 최근 국제적으로 원양어업의 주체가 원양 조업국에서 연안 개

도국으로 옮겨가고, 공해어업 자유 제한 및 수산자원 보존을 위한 국제 규범이 강화되고 있는 상황 속에서, 본 연구의 분석 결과는 정책입안자와 관련 기관이나 기업에 의미 있는 정보를 제공할 수 있을 것으로 판단된다.

본 연구의 한계로, 참치연승어업의 모든 비용자료를 고려하지 못한 부분과 최근(2017년, 2018년) 자료를 확보하지 못한 점을 들 수 있다. 향후 보다 정확한 원양어업실태조사 자료를 확보할 수 있다면 원양어업에 대한 비용요소 및 투입 효율성에 대한 분석 등도 가능할 것으로 기대된다.

REFERENCES

- 국가법령정보센터, “수산업법 시행령”, 2020년 07월 11일 접속 (<http://www.law.go.kr>).
- 국가통계포털 (2016), “생산자 물가지수”, 2020년 07월 11일 접속 (<http://kosis.kr>).
- 국가통계포털 (2018), “어업생산동향조사”, 2020년 07월 11일 접속 (<http://kosis.kr>).
- 김경학 · 유승훈 (2013), “전라남북도 하수처리시설 운영에 대한 규모의 경제성 분석”, *상하수도학회지*, 27 (1), 11-20.
- 김기수 · 강용주 (1994), “Cobb - Douglas 생산기술특성하의 연안어선어업의 비용 및 이윤함수의 추정”, *수산경영론집*, 25 (2), 47-58.
- 김철현 · 남종오 (2020) “패널자료를 이용한 지구별 · 업종별 수산업협동조합의 수익에 영향을 미치는 요인 분석”, *수산경영론집*, 51 (1), 81-96.
- 류지수 (2004), “한국 자동차 산업의 규모의 경제와 범위의 경제에 관한 연구”, *응용경제*, 6 (1), 151-164.
- 민인식 · 최필선 (2013), *패널 데이터 분석*, 지필미디어, 서울, p. 262.
- 민인식 · 최필선 (2015), *고급 패널 데이터 분석*, 지필미디어, 서울, p. 266.
- 박선영 · 유승훈 · 김종원 (2012), “초월대수 비용함수를 이용한 하수도 부문의 규모의 경제성 평가”, *국토연구*, 74, 35-46.
- 박정희 · 변현수 (2009), “상호저축은행산업과 규모 및 범위의 경제”, *산업경제연구*, 22 (4), 1683-1713.
- 박진경 · 김성수 (2004), “일반초월대수 비용함수모형을 이용한 한국 철도산업의 규모 및 범위의 경제성 분석”, *대한교통학회지*, 22 (6), 159-173.
- 신용민 · 심성현 (2015), “초월대수비용함수를 이용한 근해어업의 규모의 경제성 분석”, *Ocean and Polar Research*, 39 (1), 61-71.
- 신용민 · 정겨운 (2018), “우리나라 근해어업의 CO₂ 배출 저감비용함수 추정”, *자원 · 환경경제연구*, 27 (3), 399-420.
- 어윤양 · 송동효 · 황선재 · 박보경 (2020), “연안어업 생산성에 관한 실증연구”, *수산경영론집*, 51 (1), 19-36.
- 이윤 · 김동엽 (2010), “트랜스로그 비용함수를 이용한 해수온도변화에 따른 명태 어획량 분석”, *자원 · 환경경제연구*, 19 (4), 897-914.
- 조훈주 · 김도훈 · 김두남 · 이성일 · 이미경 (2019), “초월대수 비용함수 추정을 통한 IATTC 해역 원양연승어업의 생산요소 간 대체성 분석”, *해양정책연구*, 34 (2), 1-22.
- 한치록 (2019), *패널데이터강의 제2판*, 박영사, p. 367.
- Allison, P. D. (2009), *Fixed Effects Regression Models*, Newbury Park, CA: Sage.
- Hausman, J. A. (1978), “Specification Tests in Econometrics,” *Econometrica*, 46, 1251-1271.

Appendix

<부록 표 1> 합동최소자승법(Pooled OLS)의 비용함수 추정 결과

		Coef.	Std. Err.	Z-stat.	P-Value
lnconst		-0.9323	1.2680	-0.7400	0.4620
lncatch	α_Q	1.1574***	0.4412	2.6200	0.0090
lnproduction	α_{pro}	0.6093***	0.2306	2.6400	0.0080
lnwage	α_{wage}	0.6700***	0.2142	3.1300	0.0020
lnsale	α_{sale}	0.0513	0.0457	1.1200	0.2610
lncatch ²	β_{QQ}	-0.0072	0.0786	-0.0900	0.9270
lnproduction ²	β_{propro}	0.1460***	0.0168	8.7000	0.0000
lnwage ²	$\beta_{wage wage}$	0.1675***	0.0125	13.4400	0.0000
lnsale ²	$\beta_{sale sale}$	0.0088***	0.0010	8.7600	0.0000
lncatch×lnproduction	β_{Qpro}	0.0879**	0.0377	2.3300	0.0200
lncatch×lnwage	β_{Qwage}	-0.1147***	0.0346	-3.3100	0.0010
lncatch×lnsale	β_{Qsale}	0.0035	0.0079	0.4500	0.6560
lnproduction×lnwage	$\beta_{pro wage}$	-0.1674***	0.0138	-12.1000	0.0000
lnproduction×lnsale	$\beta_{pro sale}$	-0.0031	0.0028	-1.1200	0.2610
lnwage×lnsale	$\beta_{wage sale}$	-0.0065	0.0030	-2.1500	0.0310
R-squared			0.9995		
(Adj. R-squared)			(0.9994)		
F-Stat. (P-Value)			42,287.48***	(0.0000)	

주 : *, **, *** indicate statistically significant levels at p<0.1, p<0.05, p<0.01, respectively.