

# 패널자료를 이용한 지구별·업종별 수산업협동조합의 수익에 영향을 미치는 요인 분석<sup>†</sup>

김철현<sup>1</sup> · 남종오\*

<sup>1</sup>한국해양수산개발원 전문연구원, \*국립부경대학교 인문사회과학대학 경제학부 부교수

## Empirical Analysis on the Factors Affecting the Net Income of Regional and Industrial Fisheries Cooperatives Using Panel Data

Cheol-Hyun Kim<sup>1</sup> and Jong-Oh Nam\*

<sup>1</sup>Senior Researcher, Korea Korea Maritime Institute, Busan, 49111, Korea

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

### Abstract

The purpose of this paper is to analyze factors affecting the net income of regional and industrial fisheries cooperatives in South Korea using panel data. This paper utilizes linear or GLS regression models such as pooled OLS model, fixed effects model, and random effects model to estimate affecting factors of the net income of regional and industrial fisheries cooperatives. After reviewing various tests, we eventually select random effects model. The results, based on panel data between 2013 and 2018 year and 64 fisheries cooperatives, indicate that capital and area dummy variables have positive effects and employment has negative effect on the net income of regional and industrial fisheries cooperatives as predicted. However, debt are opposite with our predictions. Specifically, it turns out that debt has positive effect on the net income of regional and industrial fisheries cooperatives although it has been increased. Additionally, this paper shows that the member of confreres does not show any significant effect on the net income of regional and industrial fisheries cooperatives in South Korea. This study is significant in that it analyzes the major factors influencing changes in the net income that have not been conducted recently for the fisheries cooperatives by region and industry.

Keywords : Panel Data, Net Income, Regional and Industrial Fisheries Cooperative, Fixed Effects Model,  
Random Effects Model

---

Received 16 March 2020 / Received in revised form 30 March 2020 / Accepted 30 March 2020

† 이 논문은 2017년 정부(교육부)의 재원으로 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임 (NRF-2017S1A6A3A01079869).

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

<sup>1</sup> <https://orcid.org/0000-0001-5305-5193>

© 2020, The Korean Society of Fisheries Business Administration

## I. 서론

지구별·업종별 수산업협동조합<sup>1)</sup>은 조합원의 어업생산성을 높이고 조합원이 생산한 수산물의 판로 확대 및 유통의 원활화를 도모하며, 조합원에게 필요한 자금·자재·기술 및 정보 등을 제공하여 조합원의 경제적·사회적·문화적 지위 향상을 증대시키기 위해 설립된 조직이다(국가법령정보센터, 2020). 그러나 수협중앙회와 지구별·업종별 수산업협동조합은 2010년대 들어 경영난에 시달렸으며 이를 해소하기 위해 상당한 노력을 기울여 왔다. 그 결과, 수협중앙회의 경우 2017년에 이어 2018년에도 역대 가장 높은 당기순이익을 달성하였다(어업 in 수산 2019). 구체적으로 2018년 수협중앙회의 자산은 15조 2,357억 원 수준으로 2017년의 자산인 14조 940억 원보다 약 1조 1,417억 원이나 증가하였다(남종오·손진곤, 2020). 또한 지구별·업종별 수산업협동조합의 연평균 당기순이익도 2013년부터 2018년까지 증가 추세를 보였다. 이들 조합의 2013년 연평균 당기순이익은 약 3.3억 원이었으나, 이후 매년 상승하여 2018년에는 약 16억 원의 당기순이익을 기록하였다.

이러한 지구별·업종별 수산업협동조합 경영개선의 최근 동향은 개별 조합의 경영성과와 연계된 성과물임을 반영할 때 개별 조합의 수익 변화의 주요 요인들을 파악해 보는 것은 아주 시의성 있는 논제라 여겨진다. 특히, 지구별·업종별 수산업협동조합은 개별 조합의 경영개선, 즉 수익에 영향을 미치는 요인들이 서로 상이한데, 그 이유는 개별 조합이 취급하는 수산물의 품종이나 조업 방식 그리고 임직원과 조합원 구성 등이 서로 다른 이질성을 갖고 있기 때문이다. 그러므로 동일한 시기라 할지라도 표본 내 개별 조합의 수익은 개체 간에 차이가 존재할 수 있다. 또한 지구별·업종별 수산업협동조합의 경우, 개별 조합의 개체 내 수익도 시간의 흐름에 따라 서로 다를 수 있다. 따라서 패널데이터(panel data)를 통해 지구별·업종별 수산업협동조합의 수익에 영향을 미치는 요인들을 분석해 보는 것은 의미 있는 시도라 판단된다. 왜냐하면, 패널데이터는 서로 다른 개체 간의 차이와 동일한 개체 내의 동학을 별도로 분석할 수 있기 때문이다(한치록, 2019).

그러나 현재까지 지구별·업종별 수산업협동조합의 수익, 즉 개별 조합의 경영성과에 영향을 미친 요인들을 패널데이터를 이용하여 분석한 연구는 류덕현·양근원(2010)의 일선수협의 경영개선 지구노력 평가에 관한 실증분석 외에 거의 없는 실정이다. 단지, 수협중앙회나 지구별·업종별 수산업협동조합의 생산성 또는 효율성과 관련된 경영성과에 관한 연구들 대부분은 효율성 분석에 국한되었다. 그러한 예로 지구별 수산업협동조합의 경영 효율성 분석(남종오·손진곤, 2020), 수산업협동조합의 효율적 경영을 위한 DEA 분석(한승우·이우창, 2012), 글로벌 Malmquist 지수를 이용한 수협상호금융영업점의 생산성 변화 분석 : 2001~2010년(장영재·이광민·홍재범, 2012), 맘퀴스트 생산성지수를 이용한 수협 산지 위판장의 총요소생산성 변화의 추정(박철형, 2011), DEA 모형에 의한 지역수협의 경영평가(이강우, 2011), DEA 모형에 의한 수산업협동조합의 경영효율성 측정에 관한 연구(오환중, 2010), 한국 수산업협동조합의 경영효율성 평가 : 자료포락분석(최정운·남수현·강석규, 2003) 등을 들 수 있다.

따라서 본 연구는 2013년에서 2018년의 최근 6년간 수집 가능한 지구별·업종별 패널데이터에 기초하여 이들 조합의 수익 변화에 영향 미쳐 왔던 주요 요인들을 분석하는데 그 의의가 있다. 구체적

1) 지구별 수산업협동조합에는 강구수협, 고흥군수협, 구룡포수협, 남해군수협, 동해시수협 등 70개소가 있고, 업종별 수산업협동조합에는 근해안강망수협, 서남구기선저인망수협, 서남해수어류양식수협 등 19개소가 있으며, 수산물가공조합은 통조림가공수협과 냉동냉장수협 2개소가 있다.

으로 본 연구는 지구별·업종별 수산업협동조합의 당기순이익에 영향을 미친 요인들을 분석하기 위하여 통합최소제곱법(Pooled OLS), 고정효과모형(Fixed Effects Model), 확률효과모형(Random Effects Model)을 제시하고, F-test와 Breusch and Pagan Lagrangian multiplier-test, Hausman-test 등을 통해 적합한 모형을 선정 후 분석 결과에 대한 함의를 찾고자 한다.

본 논문은 모두 5장으로 구성되며 II장에서는 우리나라의 64개 지구별·업종별 수산업협동조합의 재정 및 고용 동향을 구체적으로 살펴본다. III장에서는 지구별·업종별 수산업협동조합의 당기순이익에 영향을 미친 요인들과 관련된 자료에 기초한 패널회귀분석의 연구모형 및 분석방법을 소개하고, 분석에 활용된 변수들과 추정모형을 제시한다. IV장에서는 실증분석으로 적용 가능한 여러 모형 중 적합한 모형을 선정하고, 선정된 모형의 분석결과 및 함의를 도출한다. 마지막으로 제 V장은 결론으로서 연구결과를 요약하고 연구의 한계 및 추후 연구과제 등을 언급하며 글을 맺고자 한다.

## II. 우리나라 지구별·업종별 수산업협동조합의 재정 및 고용 동향

### 1. 지구별·업종별 수산업협동조합<sup>2)</sup>의 자산 및 자본 동향

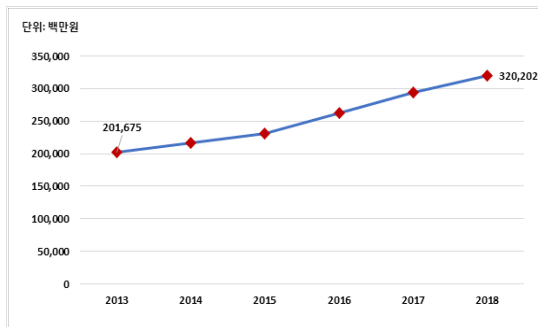
64개 지구별·업종별 수산업협동조합의 연평균 자산은 2013년부터 2018년까지 지속적으로 증가하

<표 1> 64개 지구별·업종별 수산업협동조합의 연평균 자산·자본 및 증감율 동향(2013~2018년)

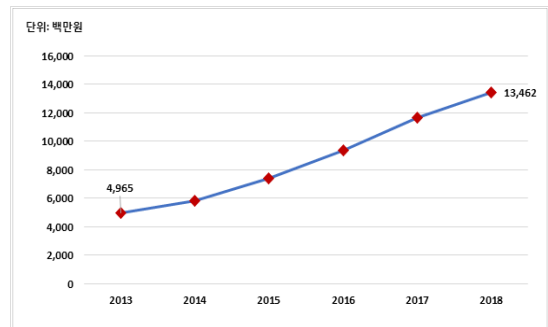
(단위 : 백만 원, %)

구분	2013	2014	2015	2016	2017	2018
평균 자산	201,675	216,717	230,700	262,584	294,363	320,202
자산 증감률 (전년 대비)	-	7.46	6.45	13.82	12.10	8.78
평균 자본	4,965	5,861	7,424	9,350	11,682	13,462
자본 증감률 (전년 대비)	-	18.05	26.67	25.95	24.94	15.23

자료 : 금융통계정보시스템, 2020, <http://fisis.fss.or.kr/fss/fsiview/indexw.html>



(a) 자산 동향



(b) 자본 동향

자료 : 금융통계정보시스템, 2020, <http://fisis.fss.or.kr/fss/fsiview/indexw.html>

<그림 1> 64개 지구별·업종별 수산업협동조합의 연평균 자산 및 자본 추이(2013~2018년)

2) 지구별·업종별 수산업협동조합의 동향은 패널회귀분석이 가능한 64개 조합에 기초하였다.

였다. 구체적으로 2013년 자산은 2,017억 원이었으나 이후 매년 증가하여 2018년 3,202억 원을 기록하였으며, 특히 2016년과 2017년에는 전년 대비 10% 이상 자산이 증가한 것으로 나타났다. 또한 64개 지구별·업종별 수산업협동조합의 연평균 자본도 2013년부터 2018년까지 계속 늘어나, 2013년 5억 원에서 2018년 135억으로 대폭 증가하였다. 특히, 자본은 매년 전년 대비 10% 이상 증가하여 증가율이 매우 높은 것으로 나타났다.

일반적으로 자산은 자본과 부채로 분류되며, 64개 지구별·업종별 수산업협동조합의 자산과 자본이 매년 증가했다는 것은 부채 역시 매년 증가하거나 일정 수준을 유지하고 있을 가능성을 살펴볼 필요가 있다.

## 2. 지구별·업종별 수산업협동조합의 부채 동향

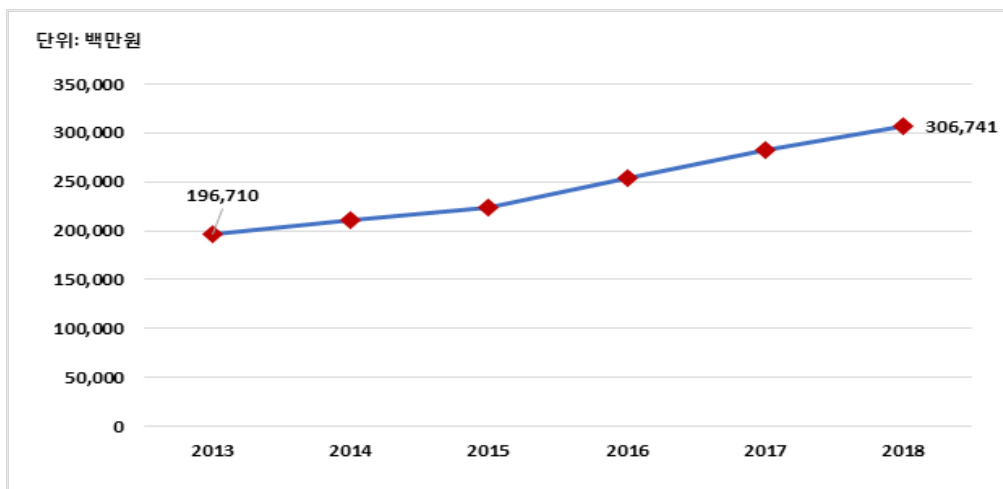
64개 지구별·업종별 수산업협동조합의 연평균 부채는 2013년부터 2018년까지 계속 증가하고 있는 것으로 나타났다. 구체적으로 2013년의 평균 부채는 약 1,967억 원이었으나, 2018년에는 2013년 대비 56% 가량 증가한 3,067억 원을 기록하여 부채가 급격하게 증가한 것을 확인할 수 있다. 특히, 전년 대비 증감률을 살펴보면 2016년과 2017년에 부채가 많이 늘어난 것을 알 수 있다.

<표 2> 64개 지구별·업종별 수산업협동조합의 연평균 부채 및 증감률 동향(2013~2018년)

(단위 : 백만 원, %)

구분	2013	2014	2015	2016	2017	2018
평균 부채	196,710	210,856	223,276	253,233	282,681	306,741
증감률 (전년 대비)	-	7.19	5.89	13.42	11.63	8.51

자료 : 금융통계정보시스템, 2020, <http://fisis.fss.or.kr/fss/fsiview/indexw.html>



자료 : 금융통계정보시스템, 2020, <http://fisis.fss.or.kr/fss/fsiview/indexw.html>

<그림 2> 64개 지구별·업종별 수산업협동조합의 연평균 부채 추이(2013~2018년)

### 3. 지구별·업종별 수산업협동조합의 수익 동향

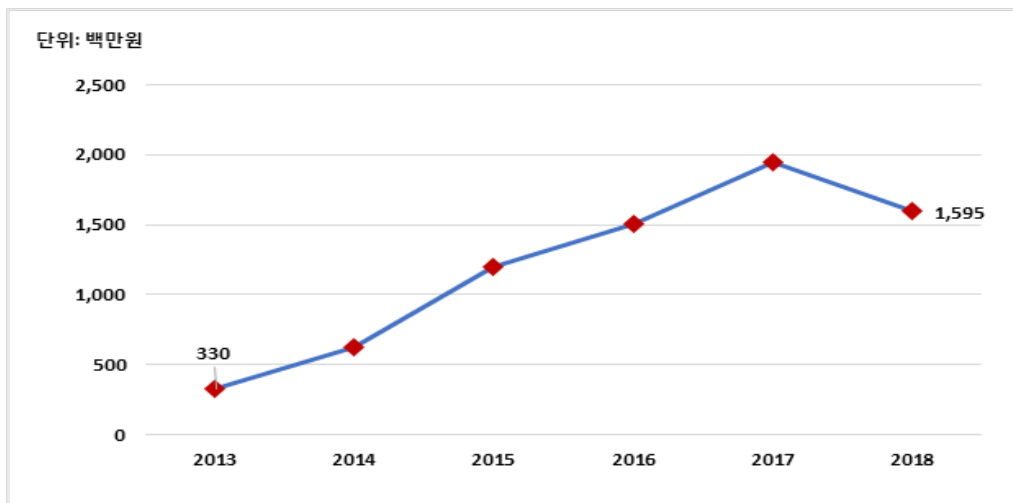
64개 지구별·업종별 수산업협동조합의 연평균 당기순이익은 2013년부터 2017년까지 지속적으로 증가하였으나 2018년에 다소 하락하였다. 2013년의 연평균 당기순이익은 약 3.3억 원이었으나 이후 매년 상승하여 2017년에는 약 19.4억 원을 기록하였다. 그러나 2018년에는 다소 하락하여 약 16억 원의 순이익을 창출하였다. 당기순이익에 대한 전년 대비 증감률을 살펴보면 2014년과 2015년에 각각 89%, 91%를 기록하여 2년에 걸쳐 순이익이 대폭 증가한 것을 알 수 있다. 앞서 살펴본 것처럼 부채가 늘어나고 있음에도 당기순이익이 증가하는 것은 자본, 출자금 등 수익에 긍정적 영향을 미치는 다른 요인들에 기인할 것으로 판단된다.

<표 3> 64개 지구별·업종별 수산업협동조합의 연평균 수익 및 증감률 동향(2013~2018년)

(단위 : 백만 원, %)

구분	2013	2014	2015	2016	2017	2018
평균 수익	330	626	1,194	1,504	1,943	1,595
증감률 (전년 대비)	-	89.39	90.94	25.91	29.18	-17.90

자료 : 금융통계정보시스템, 2020, <http://fisis.fss.or.kr/fss/fsiview/indexw.html>



자료 : 금융통계정보시스템, 2020, <http://fisis.fss.or.kr/fss/fsiview/indexw.html>

<그림 3> 64개 지구별·업종별 수산업협동조합의 연평균 수익 추이(2013~2018년)

### 4. 지구별·업종별 수산업협동조합의 임직원 수 및 조합원 수 동향

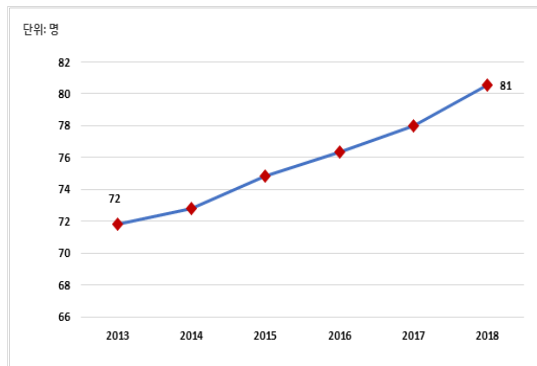
64개 지구별·업종별 수산업협동조합의 연평균 임직원 수는 2013년부터 2018년까지 조금씩 증가해 왔다. 구체적으로 2013년 평균 총 임직원 수는 72명이었으나 2018년에는 9명 증가한 81명이었으며, 매년 약 2%의 임직원 수 증가율을 보인 것으로 나타났다. 임직원은 지구별·업종별 수산업협동조합에서 임금을 받고 노동을 제공하는 임금근로자로 볼 수 있으므로 늘어난 임직원 수는 수익에 부(-)의 영향을 미칠 가능성이 있을 것으로 판단된다.

<표 4> 64개 지구별 · 업종별 수산업협동조합의 연평균 임직원 · 조합원 수 및 증감률 동향(2013~2018년)

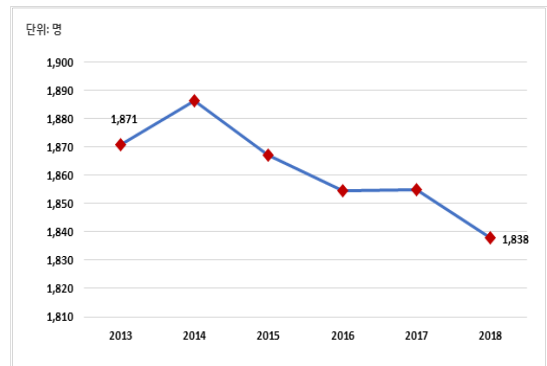
(단위 : 명, %)

구분	2013	2014	2015	2016	2017	2018
평균 임직원 수	72	73	75	76	78	81
임직원 수 증감률 (전년 대비)	-	1.37	2.75	1.98	2.19	3.31
평균 조합원 수	1,871	1,886	1,867	1,854	1,855	1,838
조합원 수 증감률 (전년 대비)	-	0.84	-1.02	-0.68	0.02	-0.92

자료 : 금융통계정보시스템, 2020, <http://fisis.fss.or.kr/fss/fsiview/indexw.html>



(a) 임직원 수 동향



(b) 조합원 수 동향

자료 : 금융통계정보시스템, 2020, <http://fisis.fss.or.kr/fss/fsiview/indexw.html>

<그림 4> 64개 지구별 · 업종별 수산업협동조합의 연평균 임직원 · 조합원 수 추이(2013~2018년)

64개 지구별 · 업종별 수산업협동조합의 연평균 조합원 수는 임직원 수와 반대의 추세를 보이고 있다. 임직원 수는 매년 증가하는 추세에 있으나, 조합원 수는 2014년부터 계속 감소하고 있음을 확인하였다. 그러나 그 감소 폭은 크지 않으며, 2013년 1,871명 대비 2018년 1,838명으로 33명의 조합원 수가 줄어든 것으로 나타났다.

### III. 연구모형 및 분석방법

#### 1. 추정모형의 이론적 접근

패널데이터는 횡단면데이터와 시계열데이터가 복합된 자료로 여러 개체들, 즉 개인, 기업, 국가, 지역 등을 여러 시간에 걸쳐 관측하여 얻어진 데이터를 의미한다. 즉 패널데이터는 횡단면시계열과 달리 동일한 개체들이 복수의 시간에 걸쳐 관측되고 개별 개체를 추적 · 식별할 수 있을 뿐만 아니라 시계열데이터와 달리한 대상이 아닌 복수의 대상을 복수의 시간에 걸쳐 관측할 수 있다. 따라서 패널데이터는 개체 차원과 시간 차원으로 구별 가능하다(Sevestre, 2002; Greene, 2012; 민인식 · 최필선, 2013; 한치록, 2019).

또한 패널데이터 분석은 다음과 같은 장단점이 가지고 있다. 패널데이터의 장점으로는 우선, 통상적으로 관측 불가능한 요인들을 통제하기는 상당히 어려운데, 패널데이터를 이용하면 이러한 요인들을 일정한 범위 내에서 통제할 수 있다. 즉 서로 다른 개체 사이의 차이와 서로 동일한 개체 내의 시간적 변화를 별도로 분석함으로써 경제 현상의 특성을 여러 관점에서 파악할 수 있다. 다음으로, 시간의 흐름에 따라 일정한 표본의 특이성을 고려하지 못하는 횡단면데이터와 달리 패널데이터는 수집된 자료에 기초한 경제 정책의 여러 효과를 개체 단위로 파악할 수 있다.

그 외에도 횡단면데이터나 시계열데이터에 비해 관측치 수가 많아 추정의 정확성을 높일 수 있다. 구체적으로 패널데이터는 횡단면데이터를 시계열로 집적시키면서 표본의 크기가 커지고 자유도가 늘어나기 때문에 추정 효율성이 증대되어 추정 결과의 신뢰성을 높인다(민인식·최필선, 2013; 임설매·김기수, 2013). 반면, 패널데이터의 단점으로는 패널데이터의 자료 수집이 어렵고, 패널그룹 사이의 상관관계가 존재할 가능성이 있으며, 패널의 시간 길이가 대체로 길지 못하다는 점이다.

가장 일반적인 형태의 패널회귀모형 구성은 다음의 식 (1)과 같다(Sevestre, 2002; Greene, 2012; Baltagi, 2013; Wooldridge, 2016).

$$y_{i,t} = X_{i,t}\beta + u_{i,t} \quad (1)$$

$$i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T \quad u_{i,t} = \mu_i + \varepsilon_{i,t}$$

위의 식 (1)에서  $i$ 는 패널그룹,  $t$ 는 시간변수를 나타낸다. 특정한 관측 시점에서 패널그룹의 수는  $N$ 개, 측정시간의 수는  $T$ 개로 총  $NT$ 의 관측치를 가지는 패널데이터이다. 식 (1)에서  $y_{i,t}$ 는 종속변수를 나타내고,  $X_{i,t}$ 는 설명변수로 상수항( $\alpha$ )과 시간더미(time dummies)를 포함하며,  $u_{i,t}$ 는 오차성분 모형으로 오차항(error term) 또는 교란항(disturbance term)을 의미한다.

또한  $\mu_i$ 은 시간에 걸쳐 변하지 않는 개별효과(individual effects)를 나타내며,  $\varepsilon_{i,t}$ 는  $i$ 와  $t$ 에 걸쳐서 변하는 고유오차(idiosyncratic errors)를 의미한다. 따라서 설명변수( $X_{i,t}$ )가 오차항( $u_{i,t}$ )과 무관하려면  $\mu_i$ 와  $\varepsilon_{i,t}$  모두와 무관해야 한다. 여기서 개별효과( $\mu_i$ )가 설명변수( $X_{i,t}$ )와의 상관 여부에 따라 달리 이름이 붙는데, 관측되는 속성인  $X_{i,1}, X_{i,2}, \dots, X_{i,T-1}, X_{i,T}$ 와 상관될 수 있는 개별효과를 고정효과(fixed effects)라 하며,  $X_{i,1}, X_{i,2}, \dots, X_{i,T-1}, X_{i,T}$ 와 무관하게 임의로 주어지는 개별효과( $\mu_i$ )를 확률효과(random effects)라 한다. 그리고 선형일 경우 두 효과 모두  $X_{i,t}$ 와  $\varepsilon_{i,t}$  사이에는 모든  $s$ 와  $t$ 에서  $E(X'_{i,s} \varepsilon_{i,t}) = 0$ 인 강외생적(strictly exogenous)임을 가정한다(한치록, 2019).

패널데이터를 회귀분석을 할 경우 일반적으로 3가지 방법을 주로 사용한다. 첫 번째는 회귀분석에서 흔히 사용되는 OLS 방법으로 통합최소제곱법을 들 수 있다. 두 번째는 패널의 성격을 고려하여 패널그룹의 특성을 파악하는 방법으로 관찰되지 않는 패널그룹의 특성을 확률변수로 인식하지 않고 고정된 상수값으로 인식하는 고정효과모형이 있다(Allison, 2009). 이러한 분석에는 더미변수최소제곱과 Within Estimator 방법 등이 있다. 세 번째는 관찰되지 않는 패널그룹의 특성을 확률변수로 가정하고 개체들 사이의 차이를 오차항의 일부에 포함시켜 분석하는 확률효과모형이 있다(Bottai and Orsini, 2004). 여기서 확률효과모형은 오차항 간에 독립이라는 가정을 완화하여  $u_{i,t}$ 가 동일 개체 내에서 시간

에 걸쳐 상관관계가 존재할 경우 RE 추정량이 FGLS(feasible generalized least squares)가 아니므로 견고한 표준오차(robust standard errors) 계산이 가능한 RE FGLS 추정량을 구하고자 RE 추정법과 클러스터 견고한 표준오차(cluster-robust standard errors)를 결합한 cluster-robust VCE estimator를 사용할 수 있다<sup>3)</sup>(Hoechle, 2007).

패널데이터를 이용한 분석으로 통합최소제곱법을 사용할 것인지 고정효과모형을 사용할 것인지는 시간변수의 길이에 따라 차이는 있지만 F-test, modified Wald test, Pesaran's test 등을 통해 판단 가능하며, 통합최소제곱법을 사용할 것인지 확률효과모형을 사용할 것인지는 Breusch and Pagan Lagrangian multiplier-test를 통해 판단 가능하다. 그리고 고정효과모형인지 확률효과모형인지에 관한 검정은 Hausman test(1978)를 실시하여 판단할 수 있다.

패널회귀모형을 추정함에 있어 설명변수와 오차 간의 공분산이 0이 아닐 때( $cov(X_{i,t}, u_i) \neq 0$ ) 발생하는 설명변수 내생성 문제는 추정량의 일관성(consistency) 자체를 흔드는 중대한 문제이므로 이를 판단하기 위해 Hausman test를 실시한다. Hausman test의 귀무가설과 대립가설은 식 (2)와 같다.

$$\begin{aligned}
 H_0 &: cov(x, u_i) = 0 \\
 H_1 &: cov(x, u_i) \neq 0
 \end{aligned}
 \tag{2}$$

Hausman test 결과, 귀무가설을 기각하면 설명변수와 오차 간의 공분산이 0이 아니기에 설명변수 내생성 문제가 있으므로 고정효과모형을 선정하고, 귀무가설을 채택하면 설명변수와 오차 간의 공분산이 0이므로 설명변수 내생성 문제가 없는 확률효과모형을 선정한다.

## 2. 변수 설정

우리나라 지구별·업종별 수산업협동조합의 수익에 영향을 미치는 요인을 분석하기 위하여 설명변수로 개별 수산업협동조합의 자본(capital<sub>it</sub>), 부채(debt<sub>it</sub>), 출자금(investment<sub>it</sub>), 유동성(liquidity<sub>it</sub>), 임직원수(employee<sub>it</sub>), 조합원수(confreer<sub>it</sub>), 임원비중(ratioexecutives<sub>it</sub>), 지역터미(areal<sub>it</sub>)를 이용하였다. 그리고 수익에 해당하는 종속변수로는 지구별·업종별 수산업협동조합의 당기순이익(netincome<sub>it</sub>)을 사용하였다.

또한 패널회귀분석에 적용된 변수의 설정에 앞서 자산(asset<sub>it</sub>), 여신건전성(loanquality<sub>it</sub>), 임원수(executives<sub>it</sub>), 직원수(wokers<sub>it</sub>) 등도 사전적으로 분석해 보았으나, 자산과 자본 및 부채, 부채와 여신건전성, 임직원수와 직원수 간에 서로 높은 상관성을 보임에 따라 자산, 여신건전성, 임원수, 직원수 등은 다중공선성(multicollinearity)을 피하고자 모형에서 제거하였다<sup>4)</sup>. 구체적으로 설정된 변수를 요약·정리하면 다음의 <표 5>와 같다.

3) 설명변수의 강외생성이 충족될 때, 분산에 대한 RE 가정이 충족되면 RE 추정량은 FGLS 추정량이고 BLUE와 동일한 대표본 특성을 갖는다. 한편 분산에 관한 RE 가정이 맞지 않아도, 강외생성이 충족되지만 하면 RE 추정량은 여전히 일관적이며 효율성 면에서도 상당히 좋은 성질을 가진다(한치록, 2019).

4) 설명변수를 설정함에 있어 다중공선성 유무를 확인해 보고자 통합최소제곱법을 실시해 본 결과, 개별 설명변수 모두 VIF가 10보다 적었으며, mean VIF도 3.21로 나타나 다중공선성은 없는 것으로 판단하였다.



<표 5> 변수 설정 및 설명

	변수	약어	단위	변수 설명
종속	당기순이익	netincome <sub>it</sub>	백만 원	지구별·업종별 수산업협동조합의 연도별 당기순이익
	자본	capital <sub>it</sub>	백만 원	지구별·업종별 수산업협동조합의 연도별 자본총계
설명	부채	debt <sub>it</sub>	백만 원	지구별·업종별 수산업협동조합의 연도별 부채총계
	출자금	investment <sub>it</sub>	백만 원	지구별·업종별 수산업협동조합의 연도별 출자금
	유동성	liquidity <sub>it</sub>	%	지구별·업종별 수산업협동조합의 연도별 고정자산비율
	임직원수	employee <sub>it</sub>	명	지구별·업종별 수산업협동조합의 연도별 임직원수
	조합원수	confrere <sub>it</sub>	명	지구별·업종별 수산업협동조합의 연도별 조합원수
	임원비율	ratioexecutives <sub>it</sub>	%	지구별·업종별 수산업협동조합의 연도별 임원비율
	지역	area <sub>i</sub>	Dummy	수산업협동조합의 수가 가장 많은 전남지역 = 1 그 외 지역 = 0

### 3. 추정함수

우리나라 지구별·업종별 수산업협동조합의 수익에 영향을 미치는 요인을 분석하기 위하여 위에서 논의된 변수들을 가지고 구성된 패널회귀분석의 추정함수식은 식 (3)과 같다.

$$netincome_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 capital_{i,t} + \beta_2 debt_{i,t} + \beta_3 investment_{i,t} + \beta_4 liquidity_{i,t} + \beta_5 employee_{i,t} + \beta_6 confrere_{i,t} + \beta_7 ratioexecutives_{i,t} + u_{i,t} \quad (3)$$

$$i = 1, 2, \dots, N \quad t = 1, 2, \dots, T$$

이올러 Hausman 검정을 통해 내생성 문제가 없는 것으로 판단된 최종 선정된 확률효과모형에 지역 더미변수를 추가한 추정함수식은 식 (4)와 같다.

$$netincome_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 capital_{i,t} + \beta_2 debt_{i,t} + \beta_3 investment_{i,t} + \beta_4 liquidity_{i,t} + \beta_5 employee_{i,t} + \beta_6 confrere_{i,t} + \beta_7 ratioexecutives_{i,t} + \delta_1 area1_i + u_{i,t} \quad (4)$$

$$i = 1, 2, \dots, N \quad t = 1, 2, \dots, T$$

## IV. 실증분석

### 1. 자료 수집 및 분석

우리나라 지구별·업종별 수산업협동조합의 수익에 영향을 미치는 요인들을 분석하기 위해서 서울·경기, 강원, 충남, 경북, 전북, 경남, 전남, 제주, 부산을 포함한 9개 지역의 64개 수산업협동조합의 횡단면데이터와 2013년부터 2018년까지의 6개의 시계열데이터를 통합한 패널데이터를 활용하였다. 여기서 전국 수산업협동조합은 91개 조합이 존재하나 분석에 이용된 조합은 균형패널데이터로 분석 가능한 64개 수산업협동조합으로 한정하였다.

본 연구의 종속변수인 64개 지구별·업종별 수산업협동조합의 연도별 당기순이익(단위 : 백만 원)은 2015년 기준 GDP 디플레이터를 사용하여 불변가격으로 환산한 값을 이용하였다. 다음으로 설명변수

<표 6> 기초통계량

변수	평균	표준편차	최솟값	최댓값
당기순이익	1,224.693	1,889.531	-9,563.86	10,741.19
자본	8,947.959	10,720.06	-44,764.2	63,823.66
부채	248,467.6	225,339.2	19,744.31	1,414,986
출자금	5,011.238	3,432.045	407.2181	19,290.7
유동성	-16.5803	1,289.074	-24,846.1	926.42
임직원수	75.72656	48.71439	19	284
조합원수	1,861.911	1,974.112	26	12,000
임원비율	0.194914	0.096964	0.043166	0.434783
횡단면자료	64 (전남: 14, 그 외: 50)			
관측치수	384 (전남: 84, 그 외: 300)			

인 자본, 부채, 출자금은 지구별·업종별 수산업협동조합의 연도별 자본총계, 부채총계, 출자금을 적용하였으며, 이를 2015년 기준 GDP 디플레이터를 사용하여 불변가격으로 환산한 백만 원 단위의 자료를 이용하였다. 유동성은 고정자산비율(단위 : %)을 이용하였으며, 임직원수, 조합원수, 임원비율은 지구별·업종별 수산업협동조합의 매년 12월 말 기준 인원수를 이용하였다. 끝으로 지역 더미변수는 조합수가 가장 많은 전남지역을 기준으로 전남지역에 속한 수산업협동조합 여부를 본 함수의 추정식에 넣어 실증분석을 진행하였다. 즉 전남지역에 속한 수산업협동조합일 경우는 1, 그렇지 않을 경우는 0의 값을 부여하였다. 이상의 관련 자료는 모두 2013~2018년까지 금융감독원의 ‘금융통계정보시스템’의 국내은행-수산업협동조합에서 수집하였다. 패널회귀분석 추정을 위한 변수들의 기초통계량은 <표 6>과 같다.

## 2. 분석 결과

### 1) 분석모형 결과의 비교

<표 7>은 앞 장의 식 (3)의 추정함수식을 이용하여 도출해 낸 패널회귀분석의 결과이다. 다시 말해 일반적인 통합최소제곱법(Pooled OLS), 고정효과모형(Fixed Effects Model), 확률효과모형(Random Effects Model)의 분석 결과를 모두 제시하였다. 이 네 개의 모형은 오차항의 처리 여부 등 통계적 분석기법에 있어 조금의 차이가 존재하므로 추정된 계수의 값이나 t-statistic 값 등에 있어 서로 크고 작은 차이가 나타날 수 있다.

<표 7> 패널데이터를 이용한 회귀분석모형의 분석결과 비교

모형 변수	통합최소제곱법 (Pooled OLS)	고정효과모형 (Fixed Effects Model)	확률효과모형 (Random Effects Model)
	Coefficient (t-value)	Coefficient (t-value)	Coefficient (t-value)
capital <sub>it</sub>	0.03967192*** (3.75)	0.14591935*** (7.41)	0.08195624*** (5.85)
debt <sub>it</sub>	0.00392143*** (5.85)	0.00423701*** (2.64)	0.00453834*** (4.79)

모형 변수	통합최소제곱법 (Pooled OLS)	고정효과모형 (Fixed Effects Model)	확률효과모형 (Random Effects Model)
	Coefficient (t-value)	Coefficient (t-value)	Coefficient (t-value)
investment <sub>it</sub>	0.07102453 (1.41)	-0.07059668 (-0.64)	0.03328581 (0.48)
liquidity <sub>it</sub>	-0.04216495 (-0.69)	0.03281446 (0.61)	-0.00805055 (-0.15)
employee <sub>it</sub>	-16.324677*** (-4.09)	-21.437578* (-1.70)	-21.701586*** (-3.81)
confrere <sub>it</sub>	0.20373774*** (3.54)	0.16851376 (0.46)	0.21013773** (2.36)
ratioexecutives <sub>it</sub>	-1,966.7682 (-1.44)	-5,507.7687* (-1.88)	-2,071.3296 (-1.10)
constant	329.60331* (1.68)	1,603.7532 (1.18)	852.64492 (1.32)
F-test Wild-test	28.09	24.40	175.06
DF (degrees of freedom)	376	313	-
SSM (model)	469,596,102	92,3641,059	-
SSE (error/residual)	897,839,516	443,794,559	-
SEE (Root MSE)	1,545.3	1,190.7451	
$\hat{\sigma}_u$	-	1,453.0013	914.85802
$\hat{\sigma}_e$	-	1,190.7451	1,190.7451
$\rho$	-	0.59823204	0.3711862
$\theta$	-	-	0.53076848
R <sup>2</sup>	0.34341368	0.67545488	-
adj. R <sup>2</sup>	0.33119	0.6028729	-
within R <sup>2</sup>		0.3531	0.3388
between R <sup>2</sup>	-	0.2928	0.3684
overall R <sup>2</sup>		0.2786	0.3252
F-test (fixed effects)	-	5.08***	-
$\chi^2$ -test (random effects)	-	-	99.88***
N	384	384	384

주 : \* p<0.1; \*\* p<0.05; \*\*\* p<0.01

## 2) 모형 선정을 위한 검정 결과

이론적으로 통합최소제곱법과 고정효과모형 중 어느 모형이 적합한 지를 검정하기 위해서는 F-test를 이용하며, 통합최소제곱법과 확률효과모형 중 어느 모형이 적합한지는 검정하기 위해서는 Breusch and Pagan Lagrangian multiplier-test를 이용한다. 그리고 고정효과모형과 확률효과모형 중 더 신뢰성이 있는 모형을 선정함에 있어서는 대표적으로 Hausman test를 이용한다.

F-test 결과, 고정효과모형이 통합최소제곱법보다 적합하였고, Breusch and Pagan Lagrangian multiplier-test 결과, 확률효과모형이 통합최소제곱법보다 적합하였다. 따라서 Hausman test를 통해 고

<표 8> F test 결과

H <sub>0</sub>	H <sub>0</sub> : all u <sub>i</sub> = 0
H <sub>1</sub>	H <sub>1</sub> : all u <sub>i</sub> ≠ 0
Prob.	0.0000 ***

주 : \* p<0.1, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01.

<표 9> Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test 결과

종속변수 및 오차항	분산(Var)	표준편차(SD)
netincome	3,570,328	1,889.531
e	1,417,874	1,417.874
u	836,965.2	914.858
H <sub>0</sub>	H <sub>0</sub> : var(u <sub>i</sub> ) = 0	
H <sub>1</sub>	H <sub>1</sub> : var(u <sub>i</sub> ) ≠ 0	
Prob.	0.0000 ***	

주 : \* p<0.1, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01.

<표 10> Hausman Specification Test 결과

H <sub>0</sub>	H <sub>0</sub> : cov(x <sub>it</sub> , u <sub>i</sub> ) = 0
H <sub>1</sub>	H <sub>1</sub> : cov(x <sub>it</sub> , u <sub>i</sub> ) ≠ 0
Prob.	0.0001 ***

주 : \* p<0.1, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01.

정효과모형과 확률효과모형 중 어느 모형이 더 적합한 지를 분석해야 했다. 이상의 모형 선정을 위한 검정 과정을 좀 더 자세히 살펴보면 다음과 같다.

우선, 통합최소제곱법과 고정효과모형 중 어느 모형이 적합한지를 판단하는 F-test의 값이 5.08로 귀무가설인 “모든 u<sub>i</sub>=0이다”를 기각함에 따라 개체들 사이에 차이가 존재하는 것으로 나타나 고정효과 모형이 적합함을 알 수 있었다<sup>5)</sup>.

다음으로, 통합최소제곱법과 확률효과모형 중 어느 모형이 적합한지는 판단하는 Breusch and Pagan Lagrangian multiplier-test 결과, Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test의 chi<sup>2</sup> 값이 99.88로 귀무가설인 “오차항의 분산이 0이다(var(u<sub>i</sub>)=0)”를 기각함에 따라 확률효과모형이 적합함을 알 수 있었다.

끝으로, 고정효과모형과 확률효과모형 중 어떤 모형을 선정할 것인가를 판단하는 Hausman test 결과, P-value가 0.4846, 즉 P>0.05이므로 고정효과모형과 확률효과모형의 계수 값의 차이가 존재하지 않는다는 귀무가설이 채택되었으므로 확률효과모형 추정방법이 더 신뢰성 있는 모형임을 판단할 수가 있었다. 그러므로 본 연구에서는 확률효과모형을 최종모형으로 선정하여 실증분석 결과를 제시하고자 한다.

### 3) 확률효과모형의 분석 결과

이상의 과정을 통해 선정된 확률효과모형은 설명변수의 내생성 문제가 없으므로 확정된 모형에 지

5) 이질성(heteroskedasticity)을 파악해 보기 위해, “모든 개체의 표본분산이 동일하다”는 귀무가설을 가진 modified Wald test를 검정해 본 결과, 이질성이 존재하는 것으로 나타났다.

역별·업종별 수산업협동조합의 당기순이익 변화에 대한 지역효과를 확인해 보고자 지역더미 변수를 추가하였다. 또한 지역더미 변수를 추가하여 분석한 Hausman test 결과도 확률효과모형이 더 적합한 것으로 분석되었다<sup>6)</sup>.

또한 확률효과모형은 오차항 간에 독립이라는 가정을 완화하여  $u_{i,t}$ 가 동일 개체 내에서 시간 t에 걸쳐 상관관계가 존재할 수도 있어 견고한 표준오차 계산이 가능한 RE FGLS 추정량을 구하고자 RE 추정법과 클러스터 견고한 표준오차를 결합한 모형도 함께 분석해 보았으나 설명변수들의 계수 값과 유의성에 큰 차이가 없었다. 그러나 오차항  $u_{i,t} - \theta u_i$ 에 시계열 상관뿐 아니라 동시계적으로 횡단면

<표 11> 확률효과 GLS 회귀 (Random effects GLS Regression) 분석 결과

모형 변수	확률효과모형 (RE 추정법)	확률효과모형 (RE 추정법 + 클러스터 견고한 표준오차)
	Coefficient (t-value)	Coefficient (t-value)
capital <sub>it</sub>	0.07758027*** (5.73)	0.07758027* (1.91)
debt <sub>it</sub>	0.00415391*** (4.52)	0.00415391*** (3.13)
investment <sub>it</sub>	0.04825863 (0.73)	0.04825863 (0.53)
liquidity <sub>it</sub>	-0.00926859 (-0.18)	-0.00926859 (-0.84)
employee <sub>it</sub>	-19.38898*** (-3.53)	-19.38898** (-2.20)
confrere <sub>it</sub>	0.11974468 (1.31)	0.11974468 (1.29)
ratioexecutives <sub>it</sub>	-2,828.4131 (-1.54)	2,828.4131 (-1.58)
area <sub>i</sub>	861.78863** (2.55)	861.78863** (2.25)
constant	864.49492 (1.40)	864.49492 (1.23)
Wild-test	183.64	117.05
$\hat{\sigma}_u$	825.22205	825.22205
$\hat{\sigma}_e$	1,190.7451	1,190.7451
$\rho$	0.32445693	0.32445693
$\theta$	0.49244092	0.49244092
within R <sup>2</sup>	0.33943384	0.33943384
between R <sup>2</sup>	0.43193125	0.43193125
overall R <sup>2</sup>	0.35674361	0.32445693
N	384	384

주 : \* p<0.1; \*\* p<0.05; \*\*\* p<0.01

6) Hausman test를 실시한 결과, P-value가 0.7074로 0.05보다 커 고정효과모형과 확률효과모형의 계수 값에 차이가 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각하지 못하였다.

상관이 존재하는지를 확인해 보기 위하여 RE 추정법과 2중 클러스터 표준오차를 결합한 모형을 사용해 볼 수 있으나, 분석에 사용된 패널데이터의 개체수인  $n$  자료 크기는 64개로 충족되지만 연도인  $t$  자료 크기가 6개로 적어 신뢰할 만한 결과를 도출하는 데 제약이 있어 RE 추정법과 단순 클러스터 표준오차를 결합한 모형만 분석하였다.

확률효과모형의 실증분석 결과는 <표 11>과 같으며, 추정된 결과를 살펴보면 다음과 같다. 최종 선정된 확률효과모형의 RE 추정법과 견고한 표준오차 계산이 가능한 RE 추정법에 클러스터 표준오차를 결합한 모형 모두 계수 값은 동일하였으며, 유의성을 판단하는 표준오차(또는  $t$ -value)는 일부 변수에 있어 미미한 차이를 보였다. 하지만 설명변수가 종속변수에 영향을 미치는 방향과 차이의 유의성 정도가 미미하여 분석 결과를 함께 설명해도 무방할 것으로 판단된다.

첫째, 개별 수산업협동조합의 연도별 실질 자본은 1% (또는 10%) 유의수준에서 개별 수산업협동조합의 실질 당기순이익에 통계적으로 유의한 정(+)의 영향을 미친 것으로 연구자의 직관과 일치하였다. 구체적으로 지구별·업종별 수산업협동조합의 실질 자본이 1단위 증가할 때 실질 당기순이익은 0.077단위 증가함을 알 수 있다. 즉 개별 수산업협동조합의 연도별 자본총계가 증가할수록 개별 수산업협동조합의 연도별 당기순이익도 증가한다는 것이다. 이를 금액으로 표현하면 자본이 100만 원 증가할 때, 당기순이익은 7만 7,580원 증가함을 알 수 있다.

둘째, 개별 수산업협동조합의 연도별 실질 부채는 1% 유의수준에서 개별 수산업협동조합의 실질 당기순이익에 통계적으로 유의한 미미한 정(+)의 영향을 미친 것으로 나타났다. 이는 지구별·업종별 수산업협동조합의 연간 실질 부채가 1단위 증가할 때 연간 실질 당기순이익은 0.0041단위 증가한다는 뜻으로, 부채가 100만 원 증가할 때 당기순이익은 약 4,153원 늘어남을 의미한다. 여기서 연구자의 직관과 달리 부채가 정(+)의 영향을 미친 것은 자본의 계수는 0.07758인데 반해 부채의 계수가 0.00415로 낮아 사업추진 시 발생하는 부채에 비해 훨씬 큰 규모로 자본이 증가하는 것에 기인한 것으로 판단된다.

셋째, 개별 수산업협동조합의 연도별 실질 출자금과 조합원 수는 지구별·업종별 수산업협동조합의 당기순이익에 정(+)의 긍정적 영향을 미쳤으나, 통계적으로는 유의하지 않았다. 이는 출자금과 조합원 관련하여 지구별·업종별로 수산업협동조합마다 서로 다른 특성을 가짐에 기인한 것으로 판단된다.

넷째, 개별 수산업협동조합의 연도별 임직원 수는 1% (또는 5%) 유의수준에서 이들 조합의 실질 당기순이익에 통계적으로 유의미한 부(-)의 영향을 미친 것으로 분석되었다. 이는 지구별·업종별 수산업협동조합의 임직원 수 1명이 증가할 때 연간 실질 당기순이익은 1,939만 원 감소하는 것으로, 지구별·업종별 수산업협동조합의 임직원 수 증가는 오히려 개별 조합의 수익에 부정적 영향을 가져올 수 있음을 확인할 수 있었다.

다섯째, 개별 수산업협동조합의 연도별 임원비중은 통계적으로는 유의하지는 않았으나 임직원 수와 같이 부(-)의 영향을 보였다. 아마도 이러한 결과는 조합원 수의 경우와 달리 임직원 수나 임원비중은 조합의 인건비와 직접적 연관이 있기 때문인 것으로 판단된다<sup>7)</sup>.

여섯째, 지역더미 변수인  $areal$ 은 전남지역에 속한 지구별·업종별 수산업협동조합이면 1의 값을, 그렇지 않은 다른 지역에 속한 조합이면 0의 값을 부여하여 이들 조합의 당기순이익에 미치는 영향

7) 임원비중의 경우, 0과 1 사이의 비중으로 통계적으로는 유의하지는 않았으나, 임직원 수의 1,939만 원 감소보다 많은 2,828만 원이 감소하는 것으로 나타났다.

차이를 분석해 보았다. 분석 결과, 5%의 유의수준에서 이들 조합의 당기순이익에 통계적으로 유의한 정(+)의 영향을 미친 것으로 나타나 연구자의 직관과 예측부호가 일치하였다. 이는 전남지역의 지구별·업종별 수협이 가장 많은 데다 전남지역에서 전국 수산물의 40~50% 상회하는 생산이 이루어지고 있는데 기인한 것으로 판단된다.

끝으로, 지구별·업종별 수산업협동조합의 유동성 변수로 사용한 고정자산비율은 이들 조합의 당기순이익에 부(-)의 영향으로 미치는 것으로 나타났으나 통계적으로는 유의하지 않았다.

이상의 결과를 요약해 보면 자본, 임직원 수, 지역터미 변수는 본 연구의 예측, 직관 및 기존 선행 연구와 일치한 결과를 보인 반면, 부채는 본 연구의 예측 및 연구자의 직관과 다른 결과를 보여 주었다. 마지막으로 조합원 수와 출자금 등은 지구별·업종별 수산업협동조합의 당기순이익에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.

## V. 결 론

지구별·업종별 수산업협동조합은 최근 들어 그동안 침체하였던 조합의 경영난을 상당히 개선한 것으로 나타나고 있다. 이로 인해 지구별·업종별 수산업협동조합의 연평균 당기순이익이 꾸준히 증가하여 2018년도에는 2013년에 비해 4배 이상 많은 약 16억 원을 기록한 것으로 보고되고 있다(금융통계정보시스템, 2020). 이에 본 연구에서는 그동안 수산분야에 있어 연구가 진전되지 못하였던 패널모형분석을 통해 지구별·업종별 수산업협동조합의 수익에 영향을 미치는 요인을 분석해 보았다.

분석 결과, 실증분석에 살펴본 바와 같이 본 연구에서 밝혀진 지구별·업종별 수산업협동조합의 수익에 유의한 영향을 미치는 요인변수로 자본, 부채, 임직원 수, 지역터미 변수들로 나타났다. 한편, 조합원 수와 출자금 등은 분석 결과, t-value가 1.31, 0.73으로 통계적으로 유의하지 않아 조합의 수익에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.

본 연구에서 채택한 변수 중 부채 변수는 연구자의 직관과 달랐는데, 지구별·업종별 수산업협동조합의 부채총계가 1단위 증가할 때 당기순이익도 미미하게 증가하는 정(+)의 영향을 보였다. 이러한 결과가 도출된 데에는 현황 분석 및 실증분석을 통해 나타난 바와 같이 부채증가율보다 자본증가율이 더 빠르게 상승한 데 기인한 것으로 보인다. 하지만 좀 더 정확한 결과는 지역별·업종별 수산업협동조합의 특성을 추가로 실증 분석하여 그 이유를 파악해 볼 필요가 있을 것으로 판단된다.

본 연구를 통해 나타난 지구별·업종별 수산업협동조합의 수익에 영향을 미친 중요 특이사항을 요약하면, 우선 전남지역에 속한 지구별·업종별 수산업협동조합이 다른 지역에 속해 있는 지구별·업종별 수산업협동조합보다 상대적으로 높은 당기순이익을 창출하고 있다는 점이다. 다음으로 지구별·업종별 수산업협동조합의 임직원 수는 개별 조합의 당기순이익에 부정적 영향을 미치고 있다는 것이다. 즉 임직원 수가 바로 수익을 창출하지 않는 조합의 특성상 적정 규모 이상의 임직원 수 유입은 오히려 이들 조합에 부정적 영향을 초래할 수 있다는 점이다. 그 외에도 지구별·업종별 수산업협동조합에 속해 있는 조합원 수가 개별 조합의 수익에 유의한 영향을 주지 못하고 있다는 점이다. 일반적으로 조합원이 많은 조합일수록 수익이 증가할 것으로 예측해 보았으나 현실에서는 연구자의 직관과 달리 통계적으로 유의성이 없는 것으로 나타난 점을 들 수 있다.

따라서 향후 과제로 추후 다양한 변수들을 추가 확보하여 지구별·업종별 수산업협동조합에 영향을

미치는 요인을 재검토해 볼 필요가 있을 것으로 판단된다. 특히, 이와 관련된 패널 자료의 확보가 어려운 만큼 개별 조합의 수익 영향을 미치는 다양한 변수들이 금융감독원의 금융정보통계시스템에 추가 입력되기를 기대한다. 또한 그동안 수산업협동조합에 관련된 연구들이 정책 분석 또는 경영성과를 파악하는 효율성 분석에 국한되어 온 만큼 횡단면과 시계열의 효과를 동시에 파악해 볼 수 있는 패널 데이터에 기초한 수산업협동조합의 임금구조 분석이나 정규직과 비정규직의 영향 분석 등도 시도해 볼 필요가 있을 것으로 판단된다.

## REFERENCES

- 남종오 · 손진곤 (2020), “지구별 수산업협동조합의 경영효율성 분석”, *한국협동조합연구*, 38 (1).
- 류덕현 · 양근원 (2010), “일선수협 경영개선 지구노력 평가에 관한 실증분석”, *수산경영론집*, 41 (2), 1-23.
- 민인식 · 최필선 (2013), *패널 데이터 분석*, 지필미디어, 서울, p. 262.
- 박철형 (2011), “맘퀴스트 생산성지수를 이용한 수협 산지 위판장의 총요소생산성 변화의 추정”, *인문사회과학연구*, 12 (1), 57-82.
- 오환중 (2010), “DEA 모형에 의한 수산업협동조합의 경영효율성 측정에 관한 연구”, *산업경제연구*, 23 (2), 1077-1094.
- 이강우 (2011), “DEA 모형에 의한 지역수협의 경영평가”, *수산경영론집*, 42 (2), 15-30.
- 임설매 · 김기수 (2013), “패널자료를 이용한 중국 수산물소소비지출에 영향을 미치는 요인에 관한 연구”, *수산경영론집*, 44 (2), 19-33.
- 장영재 · 이광민 · 홍재범 (2012), “글로벌 Malmquist 지수를 이용한 수협상호금융 영업점의 생산성 변화 분석 : 2001~2010년”, *수산경영론집*, 43 (2), 95-106.
- 최정윤 · 남수현 · 강석규 (2003), “한국 수산업협동조합의 경영효율성 평가:자료포락분석”, *수산경영론집*, 34 (2), 109-129.
- 한승우 · 이우창 (2012), “수산업협동조합의 효율적 경영을 위한 DEA 분석”, *경영교육연구*, 27 (5), 481-502.
- 한치록 (2019), *패널데이터강의 제2판*, 박영사, p. 367.
- Allison, P. D. (2009), **Fixed Effects Regression Models**, Newbury Park, CA: Sage.
- Baltagi, B. H. (2013), **Econometric Analysis of Panel Data**, 5th ed., Chichester, UK: Wiley.
- Bottai, M. and N. Orsini (2004), “Confidence intervals for the variance component of random-effects linear models,” *Stata Journal*, 4, 429-435.
- Greene, W. H. (2012), **Econometric Analysis**, 7th ed., Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall.
- Hausman, J. A. (1978), “Specification Tests in Econometrics,” *Econometrica*, 46, 1251-1271.
- Hoechle, D. (2007), “Robust standard errors for panel regressions with cross-sectional dependence,” *Stata Journal*, 7, 281-312.
- Sevestre, P. (2002), **Économétrie des données de panel**, Dunod, Paris.
- Wooldridge, J. M. (2016), **Introductory Econometrics: A Modern Approach**, 6th ed., Boston: Cengage.
- 국가법령정보센터, 2020, <http://www.law.go.kr>.
- 금융통계정보시스템, 2020, <http://fisis.fss.or.kr/fss/fsview/indexw.html>.
- 어업 in 수산, <http://www.suhyupnews.co.kr/news/articleView.html?idxno=23003>.