

어가의 고용량 결정요인 분석

김태현* · 박철형** · 남종오***

요약 : 본 연구는 포아송모형, 음이항모형, 영과잉 포아송모형, 영과잉 음이항모형을 이용하여 어가의 고용량 결정요인을 분석하고, 개별모형 간 고용량 결정요인을 비교·분석한다. 이들 모형의 추정에 사용된 자료는 통계청에서 제공하는 2010년과 2015년의 농림어업총조사 마이크로 데이터이며, 이들 자료를 풀링(Pooling)하여 고용량 결정요인과 그 변화분에 대해 추정한다. 분석모형의 선정 결과, 과대 산포 경향을 갖고 있으면서 자가 노동 및 가족 경영으로 고용을 대체하고 있는 수산업의 특성을 모형에 동시에 반영하고 있는 영과잉 음이항모형이 선정되었다. 또한 2010년 대비 2015년 고용량 결정요인의 변화분을 분석해 본 결과, 어선을 보유한 어가와 판매금액이 많은 어가는 고용량 감소에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타난 반면, 어가의 종사 경력은 길수록 고용량 증가에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 결론적으로 자본화된 어가와 고령화의 가속화가 수산업의 어가 고용량 수 변화에 유의한 영향을 미친 것으로 나타났다.

주제어 : 영과잉 음이항모형, 고용량 결정요인, 어가, 자본화, 고령화

JEL 분류 : C25, Q22, J49

접수일(2018년 4월 23일), 수정일(2018년 6월 21일), 게재확정일(2018년 6월 25일)

* 국립부경대학교 일반대학원 자원환경경제학과 박사과정, 주저자(e-mail: kth3106@hanmail.net)

** 국립부경대학교 인문사회과학대학 경제학부 교수, 공저자(e-mail: chpark@pknu.ac.kr)

*** 국립부경대학교 인문사회과학대학 경제학부 부교수, 교신저자(e-mail: namjo1234@pknu.ac.kr)

An Analysis on the Determinants of Employed Labour Quantity in the Fishing Industry

Tae-Hyun Kim*, Cheol-Hyung Park** and Jongoh Nam***

ABSTRACT : This study applied and compared Poisson model, negative binomial model, zero inflated Poisson model, and zero inflated negative binomial model to estimate determinants of employed labour quantity. To estimate each of models, this study used fisheries census data which were obtained at microdata integrated service running by Statistics Korea. The study selected zero inflated negative binomial model according to the Vuong test and Likelihood-ratio test. In addition, the study estimated fishing village's practical changes on employed labour quantity as analyzing changes from 2010 to 2015. The results showed that the household with fishing vessels and high selling price had a significant effect on decrease of the labour quantities. Meanwhile, the longer work experience of the household, the more significant the increase in the labour quantities. In conclusion, this study presented that capitalized fishing household and the acceleration of aging had a significant impact on the change in the labour quantities.

Keywords : Zero Inflated Binomial Model, Employed Labour Quantity, Fishing Village, Capitalization, Aging

Received: April 23, 2018. Revised: June 21, 2018. Accepted: June 25, 2018.

* Doctor student, Department of Resource and Environmental Economics, Graduate School, Pukyong National University, First author(e-mail: kth3106@hanmail.net)

** Professor, Division of Economics, College of Humanities and Social Sciences, Pukyong National University, Coauthor(e-mail: chpark@pknu.ac.kr)

*** Associate Professor, Division of Economics, College of Humanities and Social Sciences, Pukyong National University, Corresponding author(e-mail: namjo1234@pknu.ac.kr)

I. 서론

우리나라의 어업종사자는 수산업이 성장하기 시작한 1960년대부터 급증하였다. 이는 수산업의 본격적인 성장에 따른 어업인력 수요 증대와 경제성장기의 인구 증가에 따른 구직인구의 증가로 인한 상호보완적 결과라 할 수 있다. 하지만 고도의 경제성장기와 맞물려 어업에 참여하는 종사자수는 1967년 467,387명을 정점으로 계속 줄어들어 2015년에는 128,352명까지 감소하였다. 특히 최근에는 수산업이 가지고 있는 산업적인 특성과 수산업 관련 직업에 대한 사회적 인식마저 낮다보니 정부의 어가소득 안정정책, 귀어정책, 어촌마을 복지증진정책 등에도 불구하고 어업에 종사하고자 하는 인력은 여전히 줄어들고 있는 실정이다.

2015년 농림어업총조사 결과에 따르면, 어업에 종사하는 인구는 128,352명, 어가수는 54,739가구로 나타났는데, 2010년 조사결과와 비교해 볼 때, 어가인구는 42,839명, 어가수는 11,036가구나 감소하였다. 또한 2015년 경영주의 평균연령은 62.5세로, 2010년 대비 3.4세나 늘어나¹⁾, 어업의 인구구조에도 고령화 현상이 심화되고 있는 실정이다. 이 뿐만 아니라, 판매금액 1억 원 이상의 어가는 11.8%, 동력어선 5톤 이상 보유 어가도 13.1%로 늘어나 어업구조의 규모화도 진전되고 있다.

이러한 변화는 수산업을 기반으로 하는 어촌사회 전반에 영향을 미칠 수 있는 중요한 관심사이다. 다시 말해, 어가인구 감소나 경영주의 평균 연령 증가 등의 현상은 어촌을 중심으로 하는 연안지역사회에 변화를 가져와 자본으로 노동을 대체시키는 현상을 가속화시킬 수 있다. 특히, 수산 부문의 인력수급 문제는 어촌지역의 인력감소 문제뿐만 아니라 어촌의 정주 여건 유지, 어촌의 문화적 아카이브 보전 등에도 큰 영향을 미칠 수 있다. 따라서 향후 수산 부문의 어업인력운영 정책의 방향을 설정함에 있어 고용인력 수요의 특징을 파악하고, 그 변화를 추정할 수 있는 모형을 찾아본다는 것은 시의적으로 필요한 연구라 여겨진다. 그럼에도 불구하고 자가 노동으로 고용을 대체하고 있는 어업에 있어 최근 어업구조의 변화를 반영한 어가의 고용량 변화의 결정 요인에 대해 여러 모형을 이용하여 비교·분석한 논문은 거의 없는 실정이다.

1) 2010년의 어가인구 171,191명, 어가수 65,775가구, 경영주 평균연령 59.1세임.

우선, 수산 부문의 인력에 관한 선행연구로, 김종천 외(2016)는 Bootstrap-DEA를 이용하여 해양수산 인재양성 교육의 효율성에 대해 분석하였다. 본 연구의 의의는 기존의 DEA가 비모수적 방법을 통해 분석되는 한계에서 나아가 통계적 검정을 통해 효율성을 도출해 보았다는 것이다. 이광남 외(2013)는 어선원의 중장기 수급분석을 위해 회귀분석을 실시하였고, 선원부족 현상에 대응하기 위해 어선원의 복지, 인력양성, 교육 등의 정책 발굴이 필요하다고 주장하였다. 마상진 외(2012)는 기존에 수립된 정예 농어업인 육성을 위한 로드맵 제시 및 중장기 과제를 조정하고, 관련 성과지표를 개발하였다. 김홍철(2011)은 일반인 또는 현업에 종사하는 어업인을 대상으로 실시하고 있는 사회수산 교육에 대해 어업인의 의식을 조사·분석하고, 수산전문인력 양성방안을 제시하였다. 이미주(2009)는 설문조사를 통해 국내 노동자가 기피하는 1차 산업인 어업에 종사하는 외국인 노동자의 고용 증가가 예상됨에 따라, 외국인 노동자에 대한 실질적인 정책 지원프로그램 마련이 필요하다고 주장하였다. 황기형 외(2005)는 국내 어업인력의 변화 추세와 그 요인을 분석하고, 추세연장법과 이어울 모형을 이용하여 공급과 수요 측면에서 어업인력의 변화를 전망하였다. 장수호(2002)는 수산연구 16호(2002.6.)에서 어가 고용과 관련된 어업노동에 대해 정의하고, 이로부터 파생되는 어업노동조직, 임금 등의 특징에 대해 구체적으로 제시하였다.

다음으로, 본 연구와 관련된 실증 분석적 선행연구로 김봉정(2015)은 농촌지역 거주자에 대한 설문조사를 통해 신체활동에 영향을 미치는 지역사회 환경요인을 파악하였다. 고령화로 인해 일주일간 신체활동을 한 일수가 '0'이라 응답한 비율이 높고 평균보다 분산이 큰 과분산 현상이 나타남에 따라 영과잉 음이항모형을 적용하였다. 최종두(2014)는 포아송모형, 음이항모형, 절단된 포아송모형, 절단된 음이항모형의 비교분석을 통해 태안군을 방문하는 유어객의 잉여 추정모형을 절단된 포아송모형으로 선정하고, 동 모형을 활용하여 소비자 잉여를 추정하였다. 이승길(2013)은 설문조사를 통해 도서관광 수요모형의 타당성을 검증하고, 음이항모형으로 섬 관광활동에 영향을 미치는 결정요인을 추정하였다. 이주석 외(2013)는 이산화탄소 저감정책에 대한 설문조사 결과를 활용하여 영의 지불의사에 대해 모수적 추정법과 비모수적 추정법을 비교·분석하였다. 특히 지불의사가 없는 영(0)의 지불의사를 처리하기 위해 일반적인 조건부 가치측정법, 스파이크모형, 혼합모형 등을 이용하였다. 신영철(2012)은 포아송모형, 음이항모

형, 절단된 포아송모형, 절단된 음이항모형 간 비교를 통해 영산강 하구의 방문수요합수를 추정한 후, 방문 편익을 추정하였다. 이승길(2012)은 특정소비활동에 참여하지 않은 0의 응답을 모형에 적용하기 위해 포아송모형, 음이항모형, 영과잉 포아송모형, 영과잉 음이항모형의 특성을 파악하여 자연공원이용에 대한 여가수요모형을 추정하였다.

〈표 1〉 선행연구 요약

연도	연구명	저자
2016	Bootstrap-DEA를 이용한 해양수산 인재 양성교육의 효율성 분석에 관한 연구	김종천 외
2015	영과잉 음이항 회귀모형을 적용한 농촌지역 성인 신체활동의 지역사회 환경 요인 분석	김봉정
2014	가산자료모형을 이용한 서해 태안군 유어객의 편익추정	최종두
2013	우리나라 어선원 수급 전망과 대응방안	이광남 외
2013	관광수요 결정모형 추정시 0의 응답을 포함한 모형에 관한 연구: 도서 관광을 사례로	이승길
2013	조건부 가치측정법에서 영의 응답처리를 위한 모수적 추정법과 비모수적 추정법의 비교연구	이주석 외
2012	자연휴양지 방문편익 추정모형의 비교 연구	신영철
2012	여가활동 수요결정요인의 추정모형에 관한 연구	이승길
2012	세계와 경쟁하는 정예 농어업인 육성을 위한 중장기 로드맵 수립 및 교육성과 분석	마상진 외
2011	사회수산교육을 이용한 수산전문인력 양성 방안에 관한 연구	김홍철
2009	외국인 어업 노동자 특징에 관한 연구 : 제주도를 사례로	이미주
2005	어업인력 변화 분석 및 전망 연구-어가인구를 중심으로	황기형 외
2002	어업노동경제의 고찰	장수호

따라서 본 연구는 우선 모형을 설명력을 높이고자 전수조사된 어업총조사 자료를 활용하여 어가의 고용량 변화의 결정요인을 선정한다. 다음으로 본 연구는 고용에 있어 자가노동으로 고용량을 대체하는 특징을 효과적으로 모형에 반영하고자 가산자료 모형인 포아송모형, 음이항모형, 영과잉 포아송모형, 영과잉 음이항모형을 비교·분석한다. 끝으로 2010년과 2015년에 고용량 결정요인과 그 변화에 대해 영과잉 음이항모형을 통해 두 기간 간의 차이를 객관적으로 규명해 본다.

II. 어업인력현황

통계청에서 제공하는 2010년과 2015년 농림어업총조사²⁾의 보도자료에 따르면, 2015년의 어가 규모는 어가인구의 고령화, 어선감척 사업, 어족자원 감소, 연안 어장 매립·간척 등의 영향으로 2010년 대비 약 11,000가구가 감소하였다. 어가인구는 2010년에 비해 4만 3천명이 감소하여 약 128,000명으로 나타났다. 전체 인구에 대한 어가인구 비율은 낮아지고 있는 추세로 2010년 0.4%에서 2015년 0.3%로 0.1%p 감소하였다.

〈표 2〉 어가 및 어가인구 규모 (단위: 천 호, 천 명, %)

구분		2010년	2015년	증감
어가		66	55	▽11
어가인구		171	128	▽43
성별	남자	86	64	▽21
	여자	86	64	▽22
전체인구대비 어가인구 비율		0.4	0.3	▽0.1%p

자료 : 통계청, 2010년 농림어업총조사, 2011. 2015년 농림어업총조사, 2016.

연령계층별 어가인구는 2015년 0~14세가 약 9,000명, 15~64세가 약 81,000명, 65세 이상 약 39,100명으로 나타나 2010년 대비 각 계층별로 7,000명, 35,000명, 400명이 줄어든 것으로 나타났다. 고령층의 인구가 급격히 늘어나지 않은 것처럼 보이지만, 전체 어가인구 중 구성비를 살펴보면 2010년 65세 이상 고령층의 구성비가 23.1%에서 2015년 30.5%로 7.4%p나 증가하여 어촌의 심각한 고령화 현상을 반증해 주고 있다. 아울러, 2015년의 중위 연령도 58.0세로 나타나 미래에 고령화 현상이 더욱더 가속화될 것으로 예상된다.

2) 농림어업총조사의 목적은 농·어가 및 농·어업경영의 기본구조 현황과 변동추세를 파악한 후, 적절한 농·어업정책 수립을 통해 국가경쟁력 강화에 기여하고자 함.

어가의 고용량 결정요인 분석

〈표 3〉 연령계층별 어가인구와 전체 인구 비교 (단위: 천 명, 세, %)

구분	2010년	구성비	2015년	구성비	증감	전체인구	구성비
0~14세	16	9.2	9	6.7	▽7	6,907	13.9
15~64세	116	67.7	81	62.8	▽35	36,230	72.9
65세 이상	39.5	23.1	39.1	30.5	▽0.4	6,569	13.2
중위 연령	53.3		58.0		△4.7	41.2	

자료 : 통계청, 2010년 농림어업총조사, 2011. 2015년 농림어업총조사, 2016.

2015년 수산물 판매금액별 어가의 분포를 보면, 1,000만 원 미만이 47.1%로 가장 많았고, 1,000~3,000만 원 미만이 20.9%, 1억 원 이상이 11.8% 순으로 나타났다. 2010년 대비 2015년 판매금액별 비중을 살펴보면, 3,000만 원 미만인 어가의 비중은 2.7%p 감소한 반면, 5,000만 원 이상인 어가의 비중은 5.4%p 증가하였다.

〈표 4〉 수산물 판매금액별 어가 (단위: 만 원, %)

연도	합계	판매 없음	120 미만	120~1,000	1,000~3,000	3,000~5,000	5,000~1억 원	1억 원 이상
2010년	66	1	4	28	16	6	5	6
	(100.0)	(1.0)	(6.8)	(41.9)	(24.1)	(9.7)	(8.1)	(8.4)
2015년	55	1	4	21	11	6	6	6
	(100.0)	(2.2)	(6.6)	(38.2)	(20.9)	(10.1)	(10.1)	(11.8)

자료 : 통계청, 2010년 농림어업총조사, 2011. 2015년 농림어업총조사, 2016.

전체 어가 중 동력어선을 보유한 어가 비율은 2010년 55.4%에서 2015년 59.3%로 3.9%p 늘어났다. 이 중 2톤 미만 소형 동력어선 보유 어가 비율은 0.3%p 감소한 반면, 동력어선 5톤 이상 보유 어가 비율은 13.1%로 2010년에 비해 2.7%p 증가하였다. <표 6>에서 양식장 면적규모별 분포를 살펴보면 2015년 3ha 이상 어가 수의 비율은 34.6%로, 2010년 28.5%보다 6.1%p 증가하였다.

〈표 5〉 동력어선 연도별·톤수별 어가 수 비교 (단위 : 천 호, %)

연도	어가	동력어선 보유어가	2톤 미만	2~5톤	5~10톤	10톤 이상
2010년	66	36	18	11	5	2
	(100.0)	(55.4)	(27.5)	(17.5)	(7.4)	(3.0)
2015년	55	33	15	10	5	2
	(100.0)	(59.4)	(27.2)	(19.1)	(9.2)	(3.9)

자료 : 통계청, 2010년 농림어업총조사, 2011. 2015년 농림어업총조사, 2016.

〈표 6〉 연도별·양식면적별 어가 수 비교 (단위 : 천 호, %)

연도	합계	1ha 미만	1~3ha	3~6ha	6~10ha	10ha 이상
2010년	22	11	5	3	1	2
	(100.0)	(47.7)	(23.8)	(12.8)	(5.7)	(10.0)
2015년	16	6	4	2	1	2
	(100.0)	(39.1)	(26.2)	(14.5)	(7.5)	(12.6)

자료 : 통계청, 2010년 농림어업총조사, 2011. 2015년 농림어업총조사, 2016.

이상의 2010년과 2015년의 농림어업총조사의 자료 분석 결과, 우선 어촌 인구 구조의 뚜렷한 변화가 나타나 어가수 및 어가인구는 빠르게 줄어들고 있는 반면, 65세 이상 고령층이 차지하는 비중은 증가하고 있다. 또한 어가인구의 중위 연령이 58.0세인 것으로 보아 머지않은 미래에 어촌의 고령화 현상은 지금보다 가속화될 것으로 예상된다. 다음으로 산업 구조의 변화가 조금씩 나타나고 있다는 점이다. 일례로 판매금액 5,000만 원 이상 어가의 비중 증가와 동력어선 보유어의 비율 상승 및 대형 양식면적 면허권을 가진 어가 비율의 증가 등을 들 수 있다.

III. 가산자료모형의 이론적 배경

우리나라 어가는 대부분이 영세하고 가구원이 어업에 종사자로서 참여함에 따라 별도의 종사자를 고용하지 않는 경우가 많다. 따라서 종사자가 없다는 0의 응답자가 많이 발생한다. 그러므로 0의 응답을 포함한 모형을 추정할 때 종속변수는 음(-)의 부호를 가

질 수 없으며, 정수로 측정되는 가산자료의 특징을 가지고 있어 일반적으로 포아송 분포를 고려할 수 있다. 포아송 분포란 특정 사건이 단위시간이나 공간 내에서 발생할 확률이 나머지 단위들에 대하여 독립적일 뿐만 아니라 등분산임을 가정한다(Cameron & Trivedi, 1986).

$$f(Y|y_i) = \Pr(Y = y_i) = \frac{\exp(-\mu_i)(\mu_i)^{y_i}}{y_i!} \quad y_i = 0, 1, 2, \dots \quad (1)$$

$$\mu_i = \exp(\beta' x_i), \quad i = 0, 1, 2, \dots \quad (2)$$

상기 식(1)에서 $f(Y|y_i)$ 는 이산확률변수 Y가 음수가 아닌 정수 y_i 값을 가질 확률을 의미하고, $y_i!$ 은 $0!=1$ 인 $y_i = y \times (y-1) \times (y-2) \times \dots \times 2 \times 1$ 을 의미한다(Gujarati, 2016). 여기서 Y는 비음정수 값으로써 고용횟수를, 그리고 μ_i 는 추정되어야 할 포아송 계수로서 고용횟수의 평균과 분산을 나타낸다. 즉, 식(3)과 같이 포아송모형은 조건부 평균과 조건부 분산이 같다.

$$\begin{aligned} E(Y) &= \mu_i \\ \text{Var}(Y) &= \mu_i \end{aligned} \quad (3)$$

하지만, 포아송모형에서 가정하는 조건부 분산과 조건부 평균이 일치한다는 가정은 관찰되기가 쉽지 않으며, 가정이 만족되지 않으면 모형 측정의 효율성을 감소시켜 변수에 대한 추정의 정확성이 떨어진다. 즉, 일반적으로 조건부 분산이 조건부 평균을 초과하는 과대산포를 쉽게 관찰할 수 있다(Gurmu & Trivedi, 1996).

과도분산은 자료 안에 관찰되지 않은 상이성이나 0의 과잉에 의해 초래되며(Cameron & Trivedi, 1986; Dean & Lawless, 1989; Sheu Hu, Keeler & Sung, 2004), 모형 측정의 효율성을 감소시킬 뿐만 아니라, 계수의 통계적 검증에 대한 신뢰성의 문제를 발생시킨다(Karlafitis & Tarko, 1998).

이에 음이항 회귀모형은 포아송모형을 이용한 추정이 과도분산으로 인해 적절하지 않을 때 사용할 수 있으며, 관찰되지 않은 상이성을 반영하는 부가적인 계수를 포아송모형에 추가하여 과도분산을 해결한다(Anderson, 2010; Sheu et al., 2004). 모형에 과도분산이 존재하는지 여부는 식 (4)와 같이 등분산의 가설 검정을 통해 식별한다. 여기서 귀무가설(H₀)은 $\alpha = 0$ 이며, 대립가설(H₁)은 $\alpha > 0$ 이다.

$$Var(y_i|x_i) = E(y_i|x_i) + \alpha^2 E(y_i|x_i) \quad (4)$$

이항모형은 포아송모형에 비해 일반적이며, 과대산포를 수용하고, α 가 0으로 수렴하면 그 모형은 포아송 모형으로 수렴하게 된다. 식 (5)에서 Alpha(α)는 감마분포를 따르는 분산모수를 나타내며, 여기서 $\Gamma(\cdot)$ 는 정수 인수의 계승(factorial)에 적용되는 감마정적분을 표시한다(Pravin K. et al., 2008).

$$Pr(Y = y_i | \mu_i, \alpha) = \frac{\Gamma(\alpha^{-1} + y_i)}{\Gamma(\alpha^{-1})\Gamma(y_i + 1)} \left(\frac{\alpha^{-1}}{\alpha^{-1} + \mu_i} \right)^{\alpha^{-1}} \left(\frac{\mu_i}{\mu_i + \alpha^{-1}} \right)^{y_i} \quad (5)$$

만약 종사자를 고용하지 않는 경우, 표준 포아송모형에서 이론적인 0의 확률모형을 사실과 다르게 부풀려질 가능성이 있다. 이처럼 0의 응답이 특정기간에 대한 단순한 횟수를 의미할 경우 영과잉 포아송모형(ZIP: Zero Inflated Poisson)을 적용할 수 있다(Greene, 1994; Gurmu & Trivedi, 1996).

$$y_i \sim 0, p_i \text{ 확률에서} \quad (6)$$

$$y_i \sim Poisson(\mu_i), (1 - p_i) \text{의 확률에서}(y_i = 0, 1, 2, 3, \dots)$$

$$\text{단, } p_i = \frac{e^{z_i\gamma}}{1 + e^{z_i\gamma}}$$

식 (6)에서 $0 \leq p_i \leq 1$ 은 0의 값에서 주어지는 임의확률이며, $\mu_i > 0$ 은 포아송 분포의 평균이다. 이때 확률분포는 아래 식 (7)과 같이 표현하며, p_i 의 확률에서 첫 번째 집단

의 가능한 응답은 0뿐이며, $(1 - p_i)$ 의 확률에서 두 번째 집단의 응답은 평균이 μ_i 인 포아송 분포에 의해 통제된다. 즉 영과잉 포아송모형은 모집단이 분리되어 두 집단으로 나누어져 있는 것을 가정한다.

$$\Pr(y_i = 0) = p_i + (1 - p_i)\exp(-\mu_i) \quad (7)$$

$$\Pr(y_i = k) = (1 - p_i)\frac{\exp(-\mu_i)(\mu_i)^k}{k!}, \quad k = 1, 2, 3, \dots$$

영과잉 포아송모형은 아래 식 (8)인 로그우도함수를 최대화한다. 여기서 w_i 는 가중치(weights)를, F는 로짓 모형의 역함수(the inverse of the logit link)를, S는 $y_i = 0$ 일 때 관측치를 나타낸다(Stata 14 manuel).

$$\begin{aligned} \ln L = & \sum_{i \in S} w_i \ln [F(\xi_i^\gamma) + \{1 - F(\xi_i^\gamma)\} \exp(-\mu_i)] \\ & + \sum_{i \notin S} w_i [\ln \{1 - F(\xi_i^\gamma)\} - \lambda_i + \xi_i^\beta y_i - \ln(y_i!)] \end{aligned} \quad (8)$$

$$\text{단, } \xi_i^\beta = x_i \beta + \text{offset}_i^\beta, \quad \xi_i^\gamma = z_i \gamma + \text{offset}_i^\gamma$$

일반 포아송모형과 마찬가지로 영과잉 포아송모형도 과대산포가 존재할 가능성이 있으며, 이 때 영과잉 음이항모형을 활용한다. 동 모형은 가산자료를 포아송모형에 적용할 때 발생하는 두 가지 문제인 과도분산과 영과잉을 처리하기 위한 모형이다(Sheu et al., 2004). 영과잉 음이항모형은 아래의 식 (14)인 로그우도함수를 최대화함으로써 추정된다.

$$\begin{aligned} \ln L = & \sum_{i \in S} w_i \ln [F(\xi_i^\gamma) + \{1 - F(\xi_i^\gamma)\} p_i^m] + \sum_{i \notin S} w_i [\ln \{1 - F(\xi_i^\gamma)\} \\ & + \ln \Gamma(m + y_i) - \ln \Gamma(y_i + 1) - \ln \Gamma(m) + m \ln p_i + y_i \ln (1 - p_i)] \end{aligned} \quad (9)$$

$$\text{단, } m = 1/\alpha, \quad p_i = 1/(1 + \alpha \mu_i), \quad \mu_i = \exp(\xi_i^\beta)$$

상기 기술된 모형간의 비교·검증을 통해 모형을 선택할 필요가 있으며 선택된 모형을 통해 타당성을 갖춘 올바른 결과를 제시할 수 있다.

연도별 차이를 분석하기 위해서 2010년과 2015년에 동일한 표본을 대상으로 설문조사 및 코딩된 패널자료가 필요하다. 하지만 마이크로데이터 통합서비스에서 제공하는 원 자료상 2010년에 코딩된 어가와 2015년에 코딩된 어가가 서로 일치하지 않아 패널분석을 실시하지 못하는 한계가 있다. 따라서 본 분석에서는 연도별 변화를 살펴보기 위해 두 자료를 풀링하고, 가변수를 활용하여 2010년과 2015년의 변화에 대해 분석을 시도하였다. 구체적으로 아래의 식 (10)은 2010년과 2015년의 고용량 방정식을 나타낸다.

$$\begin{aligned} 2010년 : Y_i &= \alpha_1 + \beta_1 X_i + \epsilon_i \\ 2015년 : Y_i &= \alpha_2 + \beta_2 X_i + \epsilon_i \end{aligned} \quad (10)$$

본 연구는 2010년과 2015년의 자료를 풀링하고, 가변수를 활용하여 변화분을 분석하였다. 따라서 2010년의 경우 $D_i = 0$, 2015년의 경우 $D_i = 1$ 의 가변수를 도입하면 식 (11)과 같은 회귀식이 된다. 즉, $D_i = 0$ 인 2010년의 방정식에서 독립변수(X_i)의 계수는 β 이지만, $D_i = 1$ 인 2015년의 방정식에서 독립변수(X_i)의 계수는 2010년의 계수 값에 변화분을 선형결합한 $\beta + \delta D_i$ 가 된다.

$$Y_i = \alpha + \gamma D_i + \beta X_i + \delta D_i X_i + \epsilon_i \quad (11)$$

IV. 실증분석

1. 기초통계량

본 연구는 어가의 고용량 결정요인을 분석하기 위하여 통계청 마이크로데이터 통합서비스(MDIS: Microdata Integrated Service)에서 제공하는 2010년과 2015년의 해수면 대상 어업총조사 자료를 분석에 사용하였다. 2010년은 총 65,511의 표본 중 누락된 자료를 제외한 65,487 표본을, 2015년은 총 54,793의 표본 중 누락된 자료를 제외한 54,483 표본을 분석에 활용하였다.

어가의 고용량 결정요인 분석

연구에 선정된 종속변수는 고용량(Employee)이며, 독립변수로 경영주의 연령(Age), 경영주의 어업관련 사업 여부(Business), 교육수준(Edu), 경영주의 종사경력(Exp), 가구원수(Household), 65세 이상 고령경영주 여부(Old), 판매금액(Sales), 경영주의 성별(Sex), 생산자조직 참여여부(Union), 어선보유여부(Vessel)로 선정하였다.

〈표 7〉 종속변수와 독립변수

변수 구분	변수명	형태
종속변수	고용량(Employee)	숫자
독립변수	연령(Age)	숫자
	어업관련 사업여부(Business)	더미
	교육수준(Ede)	숫자
	종사경력(Exp)	숫자
	가구원수(Household)	숫자
	65세 이상 고령여부(Old)	더미
	총판매금액(Sales)	계급구간별 중위값
	성별(Sex)	더미
	생산자조직참여여부(Union)	더미
	어선보유여부(Vessel)	더미

종속변수인 고용량(Employee)은 고용 기간에 상관없이 한 해 동안 어가가 단 한명이라도 고용한 경우 해당하는 인원수를 모두 계상하였다. 어업관련 사업여부(Business)는 수산물 직판장, 수산물 직거래, 식당 경영, 수산물 가공업, 어촌관광사업(민박 경영 등), 낚시 안내업에 응답한 어가와 그렇지 않은 어가로 나누었다. 교육수준(Edu)은 1=안받음, 2=초등학교, 3=중학교, 4=고등학교, 5=대학(4년제 미만), 6=대학교(4년제 이상), 7=대학원 석사, 8=대학원 박사로 구분하여 분석에 활용하였다. 생산자조직(Union)은 업종별 수협, 지구별 수협, 영어조합법인, 일반회사법인, 어촌계, 기타 협회에 참가하는 어가와 그렇지 않은 어가로 나누었다. 원 자료상 총판매금액(Sales)은 2010년과 2015년에 각각 11개 계급 구간과 12개 계급 구간이 존재³⁾하고 있다. 본 연구에서는 계급구간별 중

3) 2010년은 1=판매 없음, 2=120만 원 미만, 3=120~300만 원, 4=300~500만 원, 5=500~1,000만 원, 6=1,000~2,000만 원, 7=2,000~3,000만 원, 8=3,000~5,000만 원, 9=5,000만 원~1억 원, 10=1~2억 원, 11=2억 원 이상이며, 2015년은 11=2~5억 원, 12=5억 원 이상으로 수정 및 추가됨.

위값을 활용하였으며, 중위값을 도출할 수 없는 경우 120만 원 미만은 120만 원으로, 2억 원 이상은 2억 원으로, 5억 원 이상은 5억 원으로 가정하였다.

〈표 8〉 기초통계량 및 가변수 빈도

연도	변수	평균	표준편차	최솟값	최댓값
2010년	Employee	0.9780	3.3763	0	199
	Age	59.1214	10.7167	20	94
	Edu	2.7247	1.1326	1	8
	Exp	29.3516	14.5521	1	74
	Household	2.5993	1.2629	1	13
	Sales	31,046	48,406	0	200,000
2015년	Employee	1.1765	5.0723	0	362
	Age	62.0003	10.7474	21	95
	Edu	2.8509	1.1323	1	6
	Exp	29.7315	15.2018	1	76
	Household	2.3387	1.1132	1	14
	Sales	49,754	97,498	0	500,000

연도	변수	0	1	0의 비율	1의 비율
2010년	Business	38,463	27,024	58.73%	41.27%
	Old	44,258	21,229	67.58%	32.42%
	Sex	15,043	50,444	22.97%	77.03%
	Union	12,317	53,170	18.81%	81.19%
	Vessel	28,878	36,609	44.10%	55.90%
2015년	Business	29,634	24,849	54.39%	45.61%
	Old	31,412	23,071	57.65%	42.35%
	Sex	10,814	43,669	19.85%	80.15%
	Union	9,869	44,614	18.11%	81.89%
	Vessel	21,894	32,589	40.19%	59.81%

각 변수별 기초통계량으로 종속변수는 그 평균이 2010년 0.9780, 2015년 1.1765이며, 표준편차는 3.3763과 5.0723으로 나타났다. 여기서 2010년과 2015년의 개별 평균보다 각각의 분산(11.3994, 25.7282)이 커 과대산포경향을 보였다. 특히 본 분석에 사용한 종속변수는 고용인이 없는 경우가 전체 관측치수인 119,970⁴⁾ 중 76.83%를 차지하였다.

〈표 9〉 종속변수의 관측치수

고용량	빈도	비율	누적
0	92,169	76.83	76.83
1	5,999	5.00	81.83
2	6,246	5.21	87.03
3	4,773	3.98	91.01
4	2,868	2.39	93.40
5	1,791	1.49	94.90
⋮	⋮	⋮	⋮
362	1	0.00	100.00
합계	119,970	100.00	-

2. 모형 추정

일반적인 가산자료의 경우 포아송 분포를 활용하여 회귀분석을 실시한다. 모형의 이론적 배경에서 전술하였듯이 포아송 분포를 활용한 회귀분석은 조건부 평균과 조건부 분산이 일치한다는 가정이 있다. 하지만 가산자료의 경우 조건부 분산이 조건부 평균보다 큰 경우, 즉 과대산포(Overdispersion)가 존재하는 경우가 보다 일반적이라 할 수 있다. 포아송모형에 과대산포가 존재하는 경우 음이항모형을 활용하여 계수를 추정하게 되며, 과대산포의 계수는 전술하였듯이 Alpha(α)로 나타낸다. 아울러 본 분석에 사용한 종속 변수인 종사자수는 고용인력이 없다는 응답이 전체 중 76.83%를 차지하였는데, 이는 자가노동 및 가족들이 경영에 참가하는 등으로 인해 고용을 하지 않는 특징 때문이었다.

〈표 10〉 모형 추정결과표

연도	변수	Poisson	Negative Binomial	ZIP	ZINB
2010	Household	0.0114***	0.0018	0.0146***	0.0104
		(0.0003)	(0.8293)	(0.0000)	(0.1506)
2011	Vessel	1.2516***	1.6265***	0.3446***	0.3102***
		(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
2010	Sales	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***
		(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
	Union	0.0118	0.0215	0.0009	-0.0371
		(0.3123)	(0.4346)	(0.9432)	(0.1549)

4) 각 연도별로는 2010년 관측치 65,487개 중 50,199개로 76.65%, 2015년 관측치 54,483개 중 41,970개로 77.03%를 차지함.

〈표 10〉 모형 추정결과표 (Continued)

연도	변수	Poisson	Negative Binomial	ZIP	ZINB
2 0 1 0	Business	0.1277***	0.1233***	0.0911***	0.0717***
		(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0001)
	Exp	-0.0058***	-0.0107***	-0.0009**	-0.0028***
		(0.0000)	(0.0000)	(0.0401)	(0.0038)
	Sex	0.1994***	0.3319***	-0.1080***	-0.0370
		(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.3877)
	Age	0.0063***	0.0003	0.0108***	0.0117***
		(0.0000)	(0.8895)	(0.0000)	(0.0000)
	Edu	0.1327***	0.1379***	0.0882***	0.0865***
		(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
	Old	-0.2134***	-0.2094***	-0.0677***	-0.0963***
		(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0057)
	Cons	-2.7691***	-2.9867***	-0.3227***	-0.6458***
		(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
면 화 반	△ Household	-0.0148***	-0.0011	-0.0239***	-0.0121
		(0.0015)	(0.9349)	(0.0000)	(0.2628)
	△ Vessel	-0.4160***	-0.7747***	-0.5980***	-0.8406***
		(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
	△ Sales	-0.0000***	-0.0000***	-0.0000***	-0.0000***
		(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
	△ Union	0.1968***	0.2592***	0.0729***	0.1361***
		(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0003)
	△ Business	0.0630***	0.0878***	0.0326***	0.0719***
		(0.0000)	(0.0028)	(0.0061)	(0.0057)
	△ Exp	0.0081***	0.0119***	0.0043***	0.0065***
		(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
	△ Sex	0.1079***	0.1690***	0.0255	-0.1029*
		(0.0001)	(0.0008)	(0.3394)	(0.0801)
△ Age	-0.0061***	-0.0089***	-0.0044***	-0.0035	
	(0.0000)	(0.0007)	(0.0000)	(0.1182)	
△ Edu	-0.0020	-0.0457***	-0.0480***	-0.0299**	
	(0.7300)	(0.0062)	(0.0000)	(0.0339)	
△ Old	0.0137	-0.1015**	0.0235	0.0351	
	(0.5060)	(0.0384)	(0.2718)	(0.4446)	
Year	0.7041***	1.1226***	1.1292***	1.1225***	
	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	
Alpha			3.6013***		1.0272***
			(0.0000)		(0.0000)
Vuong statistics				35.42***	36.40***
χ^2			150,000.00***		72,000.00***
Log-likelihood function		-191,941.14	-115,789.59	-139,148.80	-104,030.80

주 1 : ***, **, *은 각각 1% 5%, 10%의 유의수준을 나타냄.

주 2 : 괄호 안은 유의수준을 나타냄.

주 3 : χ^2 통계량은 Alpha가 0인 포아송모형과 0이 아닌 음이항모형의 우도비검정을 실시한 결과임.

따라서 어가의 고용량 결정요인 모형을 추정하는데 있어 위와 같은 특성을 반영하기 위해 포아송모형, 음이항모형, 영과잉 포아송모형, 영과잉 음이항모형을 모두 추정하고, 모형설정과 관련한 엄격한 검정을 통하여 적절한 모형 선정 및 2010년과 2015년의 고용량 결정요인과 그 변화에 대해 실증적으로 분석하였다.

통계적 검정을 통한 적합한 모형 선정으로 우선, 기초적인 가산자료 모형인 포아송모형을 추정하였다. 이후 앞선 기초통계량 분석에서 종속변수의 조건부 분산이 조건부 평균보다 큰 값을 나타내기 때문에 음이항모형으로 추정을 시도하였다. 그 결과 과도분산을 나타내는 α 계수의 유의성 및 포아송모형과 음이항모형의 우도비 검정 결과, χ^2 검정 통계량이 1%의 유의수준에서 과대산포가 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각하여 과대산포가 존재하고 있는 것으로 나타났다.

다음으로, 종속변수에 과도한 영의 응답이 관측치에 있어, 이를 반영하기 위해 영과잉 포아송모형과 영과잉 음이항모형을 추정하였다. 먼저, 영과잉 포아송모형과 일반 포아송모형의 적합성을 검정하는 Vuong 검정 통계량⁵⁾은 35.42로 추정됨에 따라 1%의 유의수준에서 두 모형에 차이가 없다는 귀무가설을 기각하여 영과잉 포아송모형이 포아송모형에 비해 적합한 모형으로 나타났다. 다음으로, 영과잉 음이항모형과 음이항모형의 적합성을 검정하는 Vuong 검정 통계량은 36.40로 추정되어 1%의 유의수준에서 두 모형에 차이가 없다는 귀무가설을 기각하였으므로 영과잉 음이항모형이 음이항모형에 비해 적합한 모형으로 나타났다. 끝으로, 영과잉 포아송모형과 영과잉 음이항모형의 과대산포의 존재 여부에 대한 α 계수의 유의성과 영과잉 포아송모형과 영과잉 음이항모형의 우도비 검정 결과, χ^2 검정 통계량이 1%의 유의수준에서 과대산포가 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각하여 영과잉 음이항모형이 영과잉 포아송모형에 비해 적합한 것으로 추정되었다. 이는 추정된 모형 중 영과잉 음이항모형이 다른 모형에 비해 로그우도 값이 가장 크다는 점과 일치한다.

요약하자면 조건부 분산이 조건부 평균보다 큰 과대산포 특징과 종속변수에 과도한 영의 응답자가 있는 특징을 동시에 수렴한 영과잉 음이항모형이 어가의 고용량 결정요인을 분석함에 있어 가장 적합한 모형임이 확인됨에 따라 상기 모형을 분석 모형으로 선정하였다.

5) Vuong 검정 통계량(Vuong, 1989)은 포아송모형과 음이항모형이 적합한지 혹은 영과잉 포아송모형이나 영과잉 음이항모형이 적합한지를 검정하는 값으로 1.96이상이면 영과잉 모형을 선정하게 됨.

〈표 11〉 영과잉 음이항모형의 한계효과 분석 결과

연도	변수	한계효과	표준오차	유의수준
2010	Household	0.0071	0.0077	0.3540
	Vessel	0.6883***	0.0404	0.0000
	Sales	1.81E-5***	0.0000	0.0000
	Union	-0.0136	0.0274	0.6190
	Business	0.1241***	0.0208	0.0000
	Exp	-0.0045***	0.0010	0.0000
	Sex	-0.0629	0.0448	0.1600
	Age	0.0069***	0.0017	0.0000
	Edu	0.1222***	0.0103	0.0000
	Old	-0.0722**	0.0345	0.0360
변화분	△ Household	-0.0130	0.0116	0.2630
	△ Vessel	-0.9566***	0.0330	0.0000
	△ Sales	-4.6E-6***	0.0000	0.0000
	△ Union	0.1481***	0.0434	0.0010
	△ Business	0.0789***	0.0296	0.0080
	△ Exp	0.0070***	0.0014	0.0000
	△ Sex	-0.1107*	0.0601	0.0650
	△ Age	-0.0037	0.0024	0.1180
	△ Edu	-0.0322**	0.0152	0.0340
	△ Old	0.0383	0.0509	0.4530
△ Year	1.4543***	0.3355	0.0000	

주 1: ***, **, *은 각각 1% 5%, 10%의 유의수준을 나타냄.

추가적으로 영과잉 음이항모형으로 추정된 계수 값을 통해 2010년과 2015년의 어가 고용량 결정요인의 차이에 대해 분석하였다. 영과잉 음이항모형의 계수로는 일반적인 결과 값을 해석하는데 어려움이 있어 한계효과 분석을 활용하였고, 각각의 설명변수에 도함수인 $\partial E(y|X)/\partial X$ 를 계산하였다.

우선, 2010년에 고용량을 증가시키는 유의한 요인에 대해 살펴보면 다음과 같다. 2010년에 어선을 가진 어가(Vessel)는 그렇지 않은 어가에 비해 고용량을 0.6883명 증가시키며, 한 해 매출액(Sales)이 백만 원 증가할수록 고용량을 0.0181명 증가시키는 것

으로 나타났다. 또한 어업 관련 경영체(Business)를 가지고 있는 어가는 그렇지 않은 어가에 비해 고용량을 0.1241명 더 증가시키는 것으로 나타났다. 경영주의 연령(Age)이 한 살 많을수록 고용량을 0.0069명 증가시키며, 교육 수준(Edu)이 한 단계 높은 어가일수록 고용량을 0.1222명 증가시키는 것으로 나타났다.

다음으로, 2010년에 고용량을 감소시키는 유의한 요인으로 경영주의 경력(Exp)이 한 해 많을수록 고용량을 0.0045명 감소시키며, 경영주가 65세 이상 고령어가(Old)인 경우 그렇지 않은 어가에 비해 고용량을 0.0722명 감소시키는 것으로 나타났다. 여기서 고령어가는 경영규모를 줄이기 때문에 고용을 증가시키지는 않는 것으로 나타났고, 가구원 수(Household), 협동조합 참여여부(Union), 경영주의 성별(Sex)은 고용량에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.

끝으로, 본 연구는 2010년과 2015년의 자료를 풀링하였으므로, 2015년의 고용량 결정방정식은 각 변수별로 2010년에 추정된 계수 값에 변화분(Δ)의 계수 값을 선형결합함으로써 추정할 수 있었다. 변화분 분석결과, 2015년에 어선을 가진 어가(Vessel)는 2010년에 어선을 가진 어가의 고용량인 0.6883명에서 그 변화분(Δ Vessel)인 0.9566명만큼을 감소시켜, 결과적으로 고용량을 0.2683명 감소시키는 것으로 나타났다. 2015년의 판매금액(Sales)이 백만 원 증가할수록 2010년의 판매금액의 고용량인 0.0181명에서 그 변화분(Δ Sales)인 0.0046명만큼 감소시켜, 결과적으로 고용량을 0.0135명 증가시키는 것으로 나타났다. 이는 현황분석에서 살펴보았듯이, 2015년에 5톤 이상 동력선을 보유한 어가수가 늘어났으며, 양식면적이 큰 면허권을 가진 어가수가 늘어난 것으로 보아, 자본집약적 어가가 늘어났음에 기인한다고 유추할 수 있다. 즉, 어업에 있어서 자본화된 어가의 등장으로 노동을 대체하여 고용량이 줄어들고 있는 것이라 볼 수 있다. 또한, 2015년 경영주의 경력(Exp)이 한 해 증가할수록 2010년 경영주 경력 증가에 따라 고용량이 0.0045명 감소시키는 것에서 그 변화분(Δ Exp)인 0.0070명만큼 증가시켜, 결과적으로 고용량을 0.0025명 증가시키는 것으로 나타났다. 일반적으로 경력의 증가는 숙련도가 높아지므로 노동수요의 감소를 가져온다고 생각되며, 이는 앞선 2010년의 분석결과와 반대되는 결과이다. 하지만 2015년 어가의 중위 연령이 58.0세로 나타난 것과 2010년에 비해 65세 이상의 고령어가 비중이 7.4%p 증가한 30.5%로 초고령 사회로 진입한 어가 인구의 특성을 고려해 보았을 때, 경영주의 종사경력이 긴 어가는 고령의 경영

주일 가능성이 높는데 기인한다고 볼 수 있다. 따라서 경력증가, 즉 연령의 증가로 인해 자가노동을 대체할 고용인력을 증가시킨다고 할 수 있다.

한편, 2010년에는 유의하지 않게 분석되었지만, 순수한 2010년 대비 2015년의 변화분 분석에 있어 경영주의 성별(Δ Sex)은 유의미하게 추정되었다. 즉, 2010년의 남성경영주에 비해 2015년의 남성경영주는 고용량을 0.1107명 감소시키는 것으로 나타났다. 이는 자본화된 어가의 등장으로 인해 노동을 대체한데 기인한 것으로 판단된다. 반면, 2010년에 유의하게 분석된 경영주의 연령(Age)과 고령어가(Old) 여부 변수는 유의미하게 추정되지 않았다.

그 외에도 2015년의 교육 수준(Edu)이 한 단계 높을수록, 2010년 교육 수준 증가에 따른 고용량인 0.1222명에서 그 변화분(Δ Edu)인 0.0322명만큼을 감소시켜, 결과적으로 고용량을 0.09명 더 증가시키는 것으로 나타났으며, 2015년에 어업 관련 경영체(Business)를 가지고 있는 어가는 2010년 어업 관련 경영체의 고용량인 0.1241명에서 그 변화분(Δ Business)인 0.0789명만큼을 증가시켜, 결과적으로 고용량을 0.203명 더 증가시키는 것으로 나타났다.

V. 결론

본 연구는 어가의 고용량에 미치는 요인을 연구하기 위해 2010년과 2015년의 어업총조사 자료를 풀링하여 분석을 실시하였다. 종속변수가 가산변수이므로, 먼저 포아송모형을 추정하였으며, 분산이 평균보다 큰 과대산포경향이 나타나 음이항모형을 추정하였다. 또한, 자가노동 및 가족경영 등의 원인으로 고용량이 없는 경우가 76.83%로 나타나 영과잉 포아송모형과 영과잉 음이항모형을 추정하였다. 그리고 분석된 상기 4가지 모형을 서로 비교분석하여 어가의 고용량 결정요인의 분석모형으로 영과잉 음이항모형이 가장 적절한 모형임을 제시하였다. 끝으로, 선정된 모형을 이용하여 2010년의 고용량 결정요인, 2015년의 고용량 결정요인, 2010년 대비 2015년의 고용량 결정요인 변화분(Δ)을 추정하였다.

분석결과, 영과잉 음이항모형의 한계효과로 2015년에 어선을 가진 어가(Vessel)는 2010년에 어선을 가진 어가에 비해 고용량을 0.2683명 감소시키는 것으로 나타났으며,

이들 어가의 매출액(Sales)이 백만 원 증가할수록 고용량을 0.0135명 증가시키기는 하나 그 변화분의 감소로 인해 그 증가폭은 0.0046명만큼 감소하는 것으로 나타났다. 이는 2015년 어업총조사 결과에서 나타나듯이 자본화된 어가의 등장으로 인해 고용량이 줄어든 것에 기인한 것으로 판단된다. 또한, 2010년과 비교했을 때 경영주의 경력(Exp)이 한 해 증가할수록 0.0025명만큼 더 많은 인원을 고용하는 것으로 나타났다. 일반적으로 종사경력의 증가는 숙련도가 높아지므로 고용량을 줄일 것이라 생각된다. 하지만, 2015년에 중위연령이 58.0세, 65세 이상 경영주 비율이 30.5%로 나타난 어가인구의 특성을 고려하였을 때 경력의 증가는 곧 연령의 증가를 가져 왔는데, 이는 종사경력이 높은, 즉 고령어가가 자가노동을 대체할 고용 인력을 증가시켰기 때문이다.

본 연구의 한계점으로는 먼저, 어업총조사 분류상의 한계로 패널분석을 실시하지 못하고, 2010년과 2015년의 데이터를 풀링하고 가변수를 활용하여 그 변화를 살펴보았다는 점이다. 그럼에도 불구하고 본 연구는 어업총조사라는 전수조사된 자료에 기초하여 우리나라 전체 어업 고용량 결정요인에 대해 분석해 보았다는 점에서 기존 연구와 차이가 있다. 특히 어업 노동력 수요에 있어 자가노동 및 가족경영 등으로 인해 고용을 대체하는 수산업의 현실을 반영하기 위해 영과잉 음이항모형을 추정하여 2010년과 2015년 사이에 변화하는 어촌 및 어가의 특성을 객관적으로 밝혀 보았다는 점이다. 끝으로 어업 인력수요는 생산물과 대체재의 가격, 생산요소의 가격, 소득, 어업제도, 어업기술, 어업 자원의 변동 등 수많은 요인에 의해 영향을 받으므로 향후의 연구에는 이들 요소들을 고려하는 모형을 이용하여 연구를 확장할 필요가 있다.

[References]

- 김봉정, “영과잉 음이항 회귀모형을 적용한 농촌지역 성인 신체활동의 지역사회환경 요인 분석”, 「한국보건간호학회지」, 제29권 제3호, 2015, pp. 488~502.
- 김종천·김병호, “Bootstrap-DEA를 이용한 해양수산 인재 양성교육의 효율성 분석에 관한 연구”, 「수산경영논집」, 제24권 제1호, 2016, pp. 63~86.
- 김홍철, “사회수산교육을 이용한 수산전문인력 양성 방안에 관한 연구”, 부경대학교 대학원, 석사학위논문. 2011.

- 남준우·이한식, 계량경제학 - 이론과 EViews/Excel 활용(3판), 시그마프레스, 2013.
- 마상진·오내원·김경덕·남기천, “세계와 경쟁하는 정예 농어업인 육성을 위한 중장기 로드맵수립 및 교육성과 분석”, 연구보고서, 농림수산물부, 2012.
- 민인식·최필선, 기초통계와 회귀분석 STATA, (주) 지필미디어, 2015.
- 신영철, “자연휴양지 방문편의 추정모형의 비교 연구 - 영산강 하구를 대상으로”, 「자원·환경경제연구」, 제21권 제4호, 2012, pp.981~998.
- 이광남·정진호, “우리나라 어선원 수급 전망과 대응방안”, 「수산경영논집」, 제44권 제3호, 2013, pp. 47~60.
- 이미주, “외국인 어업 노동자 특징에 관한 연구 - 제주도를 사례로”, 공주대학교 교육대학원, 석사학위논문. 2009.
- 이승길, “관광수요결정모형 추정시 0의 응답을 포함한 모형에 관한 연구 - 도서관광을 사례로”, 「해양정책연구」, 제28권 제1호, 2013, pp. 59~81.
- 이승길, “여가활동 수요결정요인의 추정모형에 관한 연구”, 「관광연구저널」, 제26권 제3호, 2012, pp. 51~66.
- 이주석·최은철, “조건부 가치측정법에서 영(0)의 응답처리를 위한 모수적 추정법과 비모수적 추정법의 비교연구”, 「자원·환경경제연구」, 제22권 제2호, 2013. pp. 281~307.
- 장수호, “어업노동경제의 고찰”, 「수산연구」, 제16권, 2002, pp. 24~46.
- 최종두, “가산자료모형을 이용한 서해 태안군 유어객의 편익추정”, 「자원·환경경제연구」, 제23권 제2호, 2014. pp. 331~347.
- 통계청, 「2010년 농림어업총조사」, 2011.
- 통계청, 「2015년 농림어업총조사」, 2016.
- 황기형·김봉태·한경숙, “어업인력 변화 분석 및 전망 연구 : 어가인구를 중심으로”, 연구보고서, 한국해양수산개발원, 2005.
- Anderson, D. M., “Estimating the economic value of ice climbing in Hyalite Canyon: An application of travel cost count data models that account for excess zeros”, *Journal of Environment Management*, Vol. 91, No. 4, 2010, pp. 1012~1020.
- Cameron, A. C. and Trivedi, P. K., “Econometrics models based on count data: Comparisons and applications of some estimators and tests”, *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 1, 1986, pp. 29~53.
- Cameron, A. C. and Trivedi, P. K., *Microeconometrics Using Stata*, Stata Press, 2009.

- Gujarati, Damodar., *Econometrics by Example*. 2nd Edition, Sigmappress.co.kr, 2016.
- Dean, C. and Lawless, J. F., “Tests for detecting overdispersion in Poisson regression models”, *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 84, No. 406, 1989, pp. 467~472.
- Greene, W. H., “Accounting for excess zeros and sample selection in Poisson and negative binomial regression models”, Department of Economics Working paper, New York University, 1994.
- Gurmu, S. and P. Trivedi., “Excess zeros in count models for recreational trips”, *Journal of Business and Economics Statistics*, Vol. 14, No. 4, 1996, pp. 469~477.
- Karlafitis, M. G. and Tarko, A. P. “Heterogeneity considerations in accident modeling. *Accident Analysis and Prevention*, Vol. 30, No. 4, 1998, pp. 425~433.
- Sheu, M. L., Hu, T. W., E.Keeler T., Ong, M. and Sung, H, Y., “The effect of a major cigarette price change on smoking behavior in California: a zero-inflated negative binomial model”, *Health Econ*, Vol. 13, 2004, pp. 781~791.
- Stata press, *Stata 14.2 base reference manual*, 2015.
- Vuong, Q. H., “Likelihood ratio tests for model selection and non-nested hypothesis”, *Econometrica*, Vol. 57, 1989, pp. 307~333.