

해사대학생의 대학선택동기와 진로정체감이 학업성취도에 미치는 영향

신 해 미[†]

[†]목포해양대학교(교수)

The Relationship among Maritime University Students' College Choice Motivation, Career Identity, and Academic Achievement

Hae-Mi SHIN[†]

[†]Mokpo National Maritime University(professor)

Abstract

This study examined the effects of maritime students' college choice motivation on career identity and academic achievement, focusing on the mediating role of career identity. Data were collected from 215 undergraduates at a national maritime university in Korea and analyzed using exploratory factor analysis, multiple and hierarchical regression, and bootstrapping mediation (PROCESS Model 4). Results showed that intrinsic motivation significantly enhanced career identity and academic achievement, while extrinsic motivation had limited effects mainly on academic satisfaction. Career preparation behavior and career decision certainty were confirmed as key mediators linking motivation to self-efficacy, engagement, and satisfaction. These findings suggest that fostering students' career identity during their studies is essential to translating initial motivation into academic success. To enhance learning outcomes, maritime educators should strengthen intrinsic motivation through autonomy-supportive and experience-based learning, thereby promoting sustainable development of competent maritime professionals.

Key words : Maritime university students, College choice motivation, Career identity, Academic achievement

I. 서론

해사 분야는 우리나라 수출입 물류의 99% 이상을 담당하며 국가 경제에 전략적으로 중요한 직군이다(Ministry of Oceans and Fisheries, 2023). 이러한 해운·물류 산업의 인재를 양성하는 해사 대학은 국가 전략적 차원에서 중요한 역할을 수행하고 있다. 그러나 최근 해사교육 현장에서 학생들의 학업 참여 저하와 과제 수행 지연 등 학업성과 약화 현상이 반복적으로 관찰되고 있다. 이러한 경향은 일시적 현상이 아니라 여러 학기

에 걸쳐 지속되고 있으며, 이는 학업적 자기효능감과 학습 몰입도의 저하 가능성을 시사한다. 선행연구에서도 자기효능감과 학습몰입이 학업성과에 유의한 영향을 미친다는 결과가 보고된 바 있다(Ryu and Ko, 2024; Doo et al., 2023).

특히 해사계열 교육은 일반 대학과 달리 집단 생활과 실습 중심의 교육체제를 갖추고 있어, 학생의 동기 수준이 학업성과와 직결된다(Park et al., 2020). 한편, 해사교육의 기반이 되는 해양 분야 전반에서도 학습 참여 저하 현상이 보고되고 있다. Lee(2022)의 연구에 따르면 국민의 해양 관

[†] Corresponding author :  haemi515@mmu.ac.kr

런 학습 참여율이 낮고, ‘해양 분야를 자주 접하지 않아 관심이 떨어진다’는 응답이 과반을 차지하였다. 이러한 결과는 해양 분야 전반에서 학습 동기 약화가 나타나고 있음을 보여주며, 해사교육 현장에서 관찰되는 학업참여 저하와 유사한 흐름을 보인다.

학습동기 저하와 몰입 약화는 단순한 개인적 문제가 아니라 해기인력의 질적 수준 저하로 이어질 수 있으며, 이는 해사교육의 지속가능성 측면에서도 중요한 과제로 볼 수 있다. 이러한 문제 의식 속에서, 해사대학생의 학업동기와 진로 관련 요인이 학업성과에 어떠한 영향을 미치는지를 탐색할 필요가 있다.

대학선택동기란 학생이 특정 대학이나 전공을 선택하게 된 주요 이유나 동기를 말한다. 대학선택동기는 크게 개인적 요인인 내적동기(흥미나 적성 등)와 사회적 요인인 외적동기(취업 전망, 인기 전공, 주변 권유 등)로 구분된다(Kim and Lee, 2022). 이와 더불어 뚜렷한 목표 없이 수동적으로 진학하는 수동적동기와 부모나 교사의 권유에 의한 타인지향동기도 존재한다. 일반적으로 내적동기가 높은 학생일수록 자신이 선택한 분야에 애착을 가지고 적극적으로 학업에 임하는 반면, 외적동기만으로 진학한 경우 학업 과정에서 흥미 저하나 후회를 느낄 가능성이 높다(Kang and Chung, 2017). 실제로 내적동기로 전공을 선택한 집단이 외적동기로 선택한 집단보다 전공 선택을 후회하는 비율이 낮았으며(Kang and Chung, 2017), 내적동기가 높은 학생들이 유의미하게 더 높은 학업성취(학점)를 보인다고 하였다(Choi et al., 2024).

이러한 선행연구들은 대학선택동기의 유형이 대학 입학 후의 학업성과와 만족도에까지 영향을 미칠 수 있음을 시사한다. 반면 목표의식 없이 수동적으로 대학에 진학한 학생이나 타인 영향에 의해 전공을 택한 학생은 학업에 대한 주도성이 부족하여 학업성취가 저조해질 가능성이 높다(Park et al., 2020). 실제로 동기 결여(amotivation)

상태의 학생들은 학습 열의 저하, 잦은 결석, 심리적 소진 등의 문제행동을 보일 위험이 높다(Lee, 2009).

진로정체감은 개인이 자신의 진로와 직업에 대해 확립한 정체성과 확신의 정도를 의미한다. Kim(2013)과 Park(2004)은 진로정체감의 개념을 진로목표명확성, 진로결정확신도, 진로준비행동의 하위 요인으로 구체화하였다. 대학시기는 자아정체감 형성과 진로 선택이 동시에 이루어지는 중요한 전환기로, 직업적 측면에서 확고한 진로정체감이 형성되어 있어야 성공적인 진로결정이 가능하다. 진로정체감이 높은 학생은 자신의 적성과 흥미를 명확히 인식하고 진로 목표를 구체화하여 적극적으로 준비하는 반면, 진로정체감이 낮은 학생은 진로에 대한 혼란을 겪고 학업동기가 저하되기 쉽다(Park et al., 2017). 대학생의 진로정체감이 확고할수록 진로계획 수립과 실행 등 진로준비 행동이 활발하여, 이는 곧 대학생활 적응 및 학업지속에도 긍정적인 효과를 준다(Oh, 2016). Oh(2016)는 진로정체감이 자기조절학습을 매개로 학업성취도를 높이고 궁극적으로 학업만족도에 긍정적 영향을 미침을 보고하였다. 이러한 점에서 진로정체감은 대학생의 학업적 성공과 진로발달을 연결해주는 핵심 심리요인으로 볼 수 있다.

학업성취도는 학생이 학업을 통해 달성한 성과 수준을 의미하며, 흔히 학업성적이나 학업관련 행동 및 심리적 지표(학업몰입, 학업만족 등)로 평가된다. Park et al.(2020)은 학업동기와 학업성취도 간에 밀접한 상관을 보고하고 있는데, 학업성취도가 높은 학생들은 대체로 학업동기가 높고 자기주도학습 능력이 우수한 반면, 학업 저성취 학생들은 상대적으로 학업동기가 낮다고 하였다. 특히 내적 학습동기와 학업효능감은 학업성취도를 높이는 핵심 요인으로 알려져 있으며, 자기결정성이론에 따르면 내적동기가 강화될 때 학생들의 학습 참여도와 인내심이 높아져 성취로 이어진다(Oh, 2016). 반면 외적동기에만 의존하거나

무동기 상태에 가까운 학생들은 학업에서의 의미와 즐거움을 느끼지 못해 성취도가 떨어질 수 있다(Lee, 2009). 또한 학업몰입도와 학업만족도 역시 학업성취도의 중요한 측면인데, 학생이 수업과 학습활동에 몰입하고 만족할수록 지속적인 노력과 향상을 보이기 때문이다.

본 연구에서는 학업성취도를 단순한 성적 지표에 한정하지 않고, 학업자기효능감·학업몰입·학업만족도 등과 같은 심리적·행동적 성과 지표를 포함하여 해사대학생의 학업성취도를 다각적으로 고찰하고자 하였다. 이를 토대로 대학선택동기와 진로정체감 간의 관계 및 그 간접경로를 통합적으로 분석하였다.

본 연구의 목적은 해사대학생의 대학선택동기, 진로정체감, 학업성취도 간의 구조적 관계를 규명하고, 진로정체감이 매개변인으로서 작용하는 간접효과의 유의성을 검증하는 데 있다. 이러한 분석을 통해 해사교육 현장에서 나타나는 학습동기 저하의 원인을 심층적으로 이해하고, 학습참여와 진로인식 강화를 위한 교육적 방향을 제시하고자 한다. 연구 결과는 해사대학의 교육과정 설계, 진로지도, 학습지원 프로그램 개선 등에 활용 가능한 기초자료를 제공함으로써, 우수 해기인력 양성을 위한 해사교육의 질적 향상에 기여할 것으로 기대된다.

II. 연구 방법

1. 연구 대상 및 자료수집

본 연구의 대상은 M해양대학교에 재학 중인 해사계열 학부생들로서, 2025년 4월 27일부터 5월 10일까지 편의표집을 통해 설문조사를 실시하였다. 응답 편향을 최소화하기 위해 문항 순서를 무작위로 배열하였고, 총 220부의 설문지를 배포하여 215명의 유효표본을 확보하였다. 본 연구는 연구윤리 기준을 준수하여 참여자의 자발적 동의와 익명성을 보장하였다. 설문 응답은 강의시간

외 개별적으로 실시되었으며, 응답자는 연구의 목적과 내용, 철회권을 사전에 안내받고 동의한 경우에만 설문에 참여하였다.

2. 측정도구

본 연구에서는 설문지를 통해 대학선택동기, 진로정체감, 학업성취도의 세 영역을 측정하였다. 모든 문항은 1점(“전혀 그렇지 않다”)부터 5점(“매우 그렇다”)까지의 Likert 척도로 응답하도록 하였다.

가. 대학선택동기

대학선택동기는 내적동기(3문항), 외적동기(2문항), 타인지향동기(2문항), 수동적동기(3문항) 등 총 10문항으로 구성하였다. 내적동기 문항은 개인의 흥미·적성 및 자기계발 측면(예: “나는 이 대학의 전공이 나의 흥미와 적성에 맞아서 선택하였다”), 외적동기 문항은 취업·경제적 안정성 등 외부적 보상 기대(예: “장래의 취업 및 경제적 안정도가 높기 때문에 이 대학을 선택하였다”), 타인지향동기 문항은 부모·교사·지인의 권유(예: “부모님의 권유로 이 대학에 진학하였다”), 수동적동기 문항은 친구 동행·성적 수준·회피 동기(예: “내 수준·성적에 맞추어 이 대학을 지원하였다”)를 측정하였다(Kim, 2013; Han, 2014; Park and Kim, 2016).

나. 진로정체감

진로정체감은 진로목표명확성(3문항), 진로결정확신도(3문항), 진로준비행동(3문항) 등 총 9문항으로 구성하였다. 이는 학생이 자신의 희망 진로를 얼마나 분명하게 설정하고 있는지, 그 진로결정에 대해 얼마나 확신을 가지는지, 그리고 목표 진로를 위해 구체적으로 노력하고 준비하고 있는지를 각각 측정하는 문항들로 이루어졌다.

진로목표명확성 문항은 구체적·장기적 진로목표 보유 정도(예: “나의 진로 목표는 구체적이고 명확하다”), 진로결정확신도 문항은 진로선택에 대한 확신 및 가치관 부합성(예: “나의 진로선택

은 나의 가치관과 능력을 충분히 고려한 결과이다”), 진로준비행동 문항은 진로 관련 정보탐색과 역량개발 활동(예: “나는 진로와 관련된 정보를 지속적으로 탐색하고 있다”)을 측정하였다(Kim, 2013; Lee, 2018).

다. 학업성취도

본 연구에서의 학업성취도는 객관적 학업성적(GPA)이나 실습평정 등 결과지표를 의미하는 것이 아니라, 학습자가 인지·정서·행동적 측면에서 경험하는 학습성과를 포괄하는 개념으로 정의하였다. 즉, 학습자기효능감, 학업몰입, 학업만족도의 자기보고식 응답을 통해 학습과정에서 나타나는 심리적·행동적 성과를 측정하였다. 이러한 접근은 해사교육이 이론과 실습이 복합된 특수한 학습환경임을 고려하여, 단순한 결과지표보다 학습자의 내적 성취경험을 보다 충실히 반영하기 위함이다. 각 하위척도는 3문항으로 구성되었으며, 학습자기효능감은 과제 수행 및 학습목표 달성에 대한 신념(예: “나는 어려운 학업 과제를 성공적으로 수행할 수 있다고 믿는다”), 학업몰입도는 수업·과제에 대한 집중 및 몰두 수준(예: “나는 과제를 수행할 때 시간이 가는 줄 모를 정도로 몰두한다”), 학업만족도는 현재 학업성과에 대한 만족감과 가치 인식(예: “나는 현재까지의 학업 성취에 만족한다”)을 측정하였다(Lee, 2018; Kim, 2013; Kim et al., 2019).

3. 연구모형 및 가설

이론적 논의를 바탕으로, 본 연구모형으로 대학선택동기는 내적동기, 외적동기, 수동적동기, 타인지향동기의 네 가지 하위요인으로 구성되며, 진로정체감은 진로목표명확성, 진로결정확신도, 진로준비행동의 세 요인으로 구성된 매개변수이다. 학업성취도는 학생들의 학습자기효능감, 학업몰입도, 학업만족도 등 학업 성과지표들로 측정되는 종속변수로 정의하였다. 이러한 연구모형에 따라 다음과 같은 연구가설을 도출하였다

가. 대학선택동기와 진로정체감의 관계

대학선택동기의 유형에 따라 진로정체감 형성 정도에 차이가 있을 것이다. 내적동기(및 일정 수준의 외적동기)를 가지고 해사대를 선택한 경우 진로목표의 명확성과 진로결정에 대한 확신이 높아 진로정체감이 향상될 것으로 기대되나, 수동적 및 타인지향동기가 높은 경우 진로정체감 수준이 낮을 것으로 예상된다.

나. 대학선택동기와 학업성취도의 관계

대학선택동기의 하위요인들은 학업성취도에 유의한 영향을 미칠 것이다. 구체적으로 내적동기와 외적동기는 학업성취도에 정적(+) 영향을 주는 반면, 수동적동기와 타인지향동기의 영향력은 상대적으로 낮거나 부정적일 것이다.

다. 진로정체감과 학업성취도의 관계

진로정체감은 학업성취도에 정적(+) 영향을 미칠 것이다. 진로정체감이 높아 진로에 대한 뚜렷한 목표와 자신감을 가진 학생일수록 학업에 의미를 부여하며 적극적으로 임하여 학습자기효능감, 학업몰입도, 학업만족도 등 학업성취도가 높아질 것이다.

라. 매개효과 가설

진로정체감은 대학선택동기와 학업성취도 간의 관계를 매개할 것으로 가정한다. 즉, 대학선택동기가 학업성취도에 미치는 영향은 진로정체감을 통해 부분적 혹은 완전하게 매개될 것으로 예상된다. 예를 들어, 내적동기가 높은 학생은 자신의 진로에 대한 명확한 정체감을 형성함으로써 학업에 더욱 적극적으로 몰입하게 되며, 이러한 간접적 경로가 학업성취 향상에 중요한 역할을 할 것으로 보인다.

4. 분석방법

본 연구에서는 대학선택동기가 진로정체감을 매개로 학업성취도에 미치는 영향을 검증하기 위하여 SPSS Statistics 28.0을 활용하였다.

우선, 측정도구의 타당성과 신뢰도를 검증하기 위해 탐색적 요인분석(Exploratory Factor Analysis, EFA)과 Cronbach's α 신뢰도 분석을 실시하였다. 이후 주요 변수 간의 관계를 확인하기 위해 상관 분석(Pearson's correlation analysis)을 수행하였으며, 공통방법편의(Common Method Variance, CMV) 통제 및 진단을 위해 절차적·통계적 조치를 병행하였다. 응답자의 익명성을 보장하고 문항의 배열 순서를 임의로 조정하여 응답 편향을 최소화하였으며, Harman의 단일요인 검정을 실시한 결과, 첫 번째 요인이 전체 분산의 33.4%를 설명하여 기준치인 50%를 초과하지 않았다. 이에 따라 본 연구 자료의 공통방법편의 영향은 제한적인 것으로 판단되었다.

연구가설 검증을 위해 다중회귀분석과 위계적 회귀분석을 실시하였다. 다중회귀분석은 대학선택동기의 네 가지 하위요인을 독립변수로, 진로정체감과 학업성취도를 종속변수로 설정하여 각 동기 요인이 진로정체감과 학업성취도에 미치는 직접효과를 검증하는 데 활용하였다.

매개효과 분석은 Hayes(2018)가 개발한 SPSS PROCESS Macro(Model 4)를 활용하여 부트스트래핑(bootstrapping, 5,000회 재표집) 절차를 수행하였다. 이를 통해 Bias-Corrected and Accelerated (BCa) 95% 신뢰구간을 산출하였으며(Preacher & Hayes, 2008), 간접효과의 신뢰구간에 0이 포함되지 않을 경우 매개효과가 통계적으로 유의한 것으로 판단하였다.

모든 회귀모형은 다중공선성(collinearity diagnostics) 진단을 위해 공차한계(Tolerance)와 분산팽창지수(VIF)를 확인하였고, 잔차의 정규성(normality), 등분산성(homoscedasticity), 선형성(linearity) 가정을 검토하기 위해 Q-Q Plot과 Breusch-Pagan 검정을 실시하였다. 이상치(outlier) 검출은 Cook's Distance를 활용하였으며, 결측치는 완전사례분석(listwise deletion) 방식으로 처리하였다.

추가적으로, 표본 크기의 검정력(power)을 확인하기 위해 G*Power 3.1을 이용하였다. 회귀분석

기준 중간효과크기($f^2 = .15$), 유의수준 $\alpha = .05$, 검정력 .80 조건에서 필요한 최소 표본은 85명으로 산출되었으며, 본 연구의 표본 크기($n = 215$)는 충분한 통계적 검정력을 확보하고 있다.

모든 분석은 유의수준 $\alpha = .05$ 에서 양측검정(two-tailed test)을 기준으로 가설의 채택 여부를 판단하였다.

III. 연구 결과

1. 연구 대상자의 일반적 특성

연구 대상자는 총 215명이며, 주요 특성으로는 남학생이 약 81.4%로 다수를 차지했고, 학년 분포는 승선실습 중인 3학년을 제외한 1학년 72명(33.5%), 2학년 70명(32.6%), 4학년 73명(34%)이었다. 연령대는 20세 이하 57명(26.3%), 20~25세 미만 148명(68.8%), 26~30세 미만 10명(4.7%)으로,

<Table 1> Demographic characteristics of the respondents

| Category | Item | Frequency (n) | Ratio (%) |
|--------------------------------|----------------------------|---------------|-----------|
| Gender | Male | 175 | 81.4 |
| | Female | 40 | 18.6 |
| Year of Study | Freshman (1st year) | 72 | 33.5 |
| | Sophomore (2nd year) | 70 | 32.6 |
| | Senior (4th year) | 73 | 34.0 |
| Age Group | 20 years or younger | 57 | 26.3 |
| | 21-25 years | 148 | 68.8 |
| | 26-30 years | 10 | 4.7 |
| Career Aspiration | Ship Officer | 162 | 75.3 |
| | Shipping/Logistics Company | 7 | 3.3 |
| Occupations | Public Officer | 26 | 12.1 |
| | Graduate School | 2 | 0.9 |
| Awareness of Maritime Industry | Undecided | 18 | 8.4 |
| | Very well aware | 48 | 22.3 |
| | Moderately aware | 95 | 44.2 |
| Family in Maritime Industry | Hardly aware | 72 | 33.5 |
| | Yes | 86 | 40.0 |
| Occupations | No | 129 | 60.0 |

초·중반 20대가 대다수였다.

희망진로는 ‘해기사’가 162명(75.3%)으로 압도적으로 높았고, 다음으로 공무원 26명(12.1%), 진로 미정 18명(8.4%), 해운기업/물류 7명(3.3%), 대학원 진학 2명(0.9%) 순이었다.

해운산업 직업군에 대한 자기평가식 인지도는 ‘매우 잘 알고 있다’ 48명(22.3%), ‘어느 정도 알고 있다’ 95명(44.2%), ‘거의 몰랐다’ 72명(33.5%)로 나타났다. 즉, 절반 이상(66.5%)이 산업과 직무에 대한 기초적 이상의 인지도를 보고했으나, 3분의 1은 사전 정보가 부족했다. 마지막으로 해운·해양 관련 종사자 지인 보유 여부는 ‘있다’ 86명(40.0%), ‘없다’ 129명(60.0%)으로, 직접적 사회적 네트워크가 없는 학생이 다수(60%)였다.

2. 요인분석 및 신뢰도

본 연구에서는 측정도구의 타당성과 신뢰도를 검토하기 위해 주요 척도들에 대해 탐색적 요인분석(EFA)을 실시하고 Cronbach’s α 를 활용한 신뢰도 분석을 병행하였다. 요인분석은 주성분추출법과 Varimax 직교회전법을 사용하였으며, 고

유값(eigenvalue) 1 이상을 요인 추출 기준으로 설정하였다. 분석 결과 대학선택동기 영역에서는 내적동기, 외적동기, 수동적동기, 타인지향동기의 네 요인이 명확히 구분되었다. 진로정체감 영역에서는 진로목표명확성, 진로결정확신도, 진로준비행동의 세 요인, 학업성취도 영역에서는 학업자기효능감, 학업몰입도, 학업만족도의 세 요인이 각각 추출되어 연구모형의 이론적 구성과 일치하였다. 모든 문항은 의도된 요인에 적절히 적재되었으며, 요인적재량은 .66에서 .94 사이로 높게 나타났다. 각 문항의 공통성(communalities)도 약 .67~.90 수준으로 양호하여 추출된 요인들이 문항 변량을 충분히 설명하는 것으로 확인되었다. 요인간 교차적재는 .30 미만으로 낮게 나타나, 각 요인이 상호 변별타당성을 지니는 것으로 판단된다.

신뢰도 검증 결과, 대부분의 하위척도에서 Cronbach’s α 값이 .70 이상으로 양호한 내부 일관성을 보였다. 구체적으로, 내적동기 .83, 외적동기 .86, 수동적동기 .77, 타인지향동기 .59로 나타났다. 진로정체감의 진로목표명확성 .82, 진로결정확신도 .85, 진로준비행동 .86 로 집계되었다.

<Table 2> Results of Factor Analysis and Reliability Test

| Domain | Sub-factor | No. of Items | Factor Loading | Communality | Cronbach’s α | Eigenvalue | Variance Explained |
|---------------------------|-----------------------------|--------------|----------------|-------------|---------------------|------------|--------------------|
| College Choice Motivation | Intrinsic Motivation | 3 | .86~.94 | .86~.89 | .83 | 1.55 | 17.31 |
| | Extrinsic Motivation | 2 | .86~.92 | .83~.85 | .86 | 2.08 | 23.13 |
| | Passive Motivation | 3 | .66~.89 | .67~.82 | .77 | 1.15 | 12.31 |
| | Other-directed Motivation | 2 | .81~.85 | .72~.74 | .59 | 2.42 | 26.95 |
| Career Identity | Goal Clarity | 3 | .86~.90 | .86~.90 | .82 | 4.668 | 5.85 |
| | Decision Certainty | 3 | .80~.88 | .80~.83 | .85 | 3.583 | 9.05 |
| | Career Preparation Behavior | 3 | .80~.88 | .80~.83 | .86 | 5.830 | 67.25 |
| Academic Achievement | Academic Self-efficacy | 3 | .76~.86 | .76~.86 | .87 | 4.522 | 56.53 |
| | Academic Engagement | 3 | .79~.88 | .79~.85 | .79 | 1.054 | 13.17 |
| | Academic Satisfaction | 3 | .84~.89 | .83~.86 | .82 | 0.804 | 10.80 |

KMO = .873, Bartlett’s $\chi^2(78) = 1043.21, p < .001$

학업자기효능감 .87, 학업몰입도 .79, 학업만족도 .82 등 학업성취도 하위척도들도 높은 신뢰도를 보여주었다. 전반적으로 요인분석과 신뢰도 분석 결과를 통해 본 연구의 측정도구가 타당하고 일관되게 구성되었음이 확인되었다. 타인지향동기의 Cronbach's α 는 .59로 나타나 일반적으로 권장되는 .70 기준에는 미치지 못하였다. 그러나 2 문항 척도의 구조적 특성상 낮은 신뢰도가 보고되는 경향이 있음을 감안하여, 본 연구에서는 해당 변인을 분석에 포함하되 결과 해석 시 신중을 기하였다. 향후 연구에서는 문항 수 보강 또는 하위척도 구성의 재검토를 통해 대안모형의 적합도를 비교·검증함으로써 척도의 신뢰도와 타당성을 더욱 강화할 필요가 있다.

전반적으로, 요인분석과 신뢰도 분석 결과 본 연구에서 사용된 측정도구는 이론적 구조와 통계적 기준 모두에 부합하며, 타당하고 일관된 측정 체계를 갖춘 것으로 판단된다.

3. 기술통계 및 상관관계

해사대학생들의 주요 변수별 기술통계량을 살펴보면, 대학선택동기 요인 중에서는 외적동기 수준이 가장 높게 나타났다(평균 4.43, 표준편차 0.79). 이는 해사대학이라는 특성상 등록금 면제, 높은 취업률 등 현실적 혜택에 이끌려 진학한 학생들이 많음을 시사한다. 다음으로 내적동기 평균은 3.28(± 1.09)로 중간 이상이었고, 수동적 동기는 2.63(± 1.06), 타인지향동기는 2.16(± 1.10)으로 비교적 낮은 편이었다. 즉 표본 학생들 중 다수는 해사대 진학에 있어 어느 정도 외재적 이유를 갖고 있었지만, 주변 권유나 수동적 선택만을 이유로 한 학생 비율은 낮았다.

진로정체감의 평균을 보면, 진로목표명확성 3.82(± 0.90), 진로결정확신도 3.83(± 0.87), 진로준비행동 3.72(± 0.87)로 나타나 전반적으로 5점 만점 기준 중상 수준의 진로정체감을 보고하였다. 한편 학업성취도 관련 변수에서는 학업만족도 평균

이 3.83(± 0.85)으로 가장 높았고, 학업자기효능감 3.51(± 0.90), 학업몰입도 3.20(± 0.90) 순이었다. 이는 학생들이 자신의 학업성과에 대해 대체로 만족하지만, 학업에 대한 자신감이나 몰입 수준은 평균 수준임을 시사한다.

변인들 간 상관관계 분석 결과, 전반적으로 대학선택동기, 진로정체감, 학업성취도 관련 변인들 간에 유의미한 상관관계들이 관찰되었다.

내적동기는 진로정체감의 모든 하위요인(진로 목표명확성: $r = .477^{**}$, 진로결정확신도: $r = .496^{**}$, 진로준비행동: $r = .450^{**}$)과 모두 유의한 정적 상관을 보여, 내적동기가 강할수록 진로정체감이 높게 나타났다. 외적동기 역시 진로목표명확성($r = .369^{**}$), 진로결정확신도($r = .302^{**}$), 진로준비행동($r = .300^{**}$)과 정적 상관을 보였으나, 내적동기에 비해 그 정도는 낮았다. 수동적동기와 타인지향동기는 진로정체감 요인과 유의한 상관을 보이지 않았다.

대학선택동기와 학업성취도의 관계에서는, 내적동기가 학업자기효능감($r = .300^{**}$), 학업몰입도($r = .342^{**}$), 학업만족도($r = .440^{**}$)와 모두 유의한 정적 상관을 보였다. 외적동기는 학업자기효능감($r = .212^{**}$), 학업몰입도($r = .193^{**}$), 학업만족도($r = .315^{**}$)와 약한 정적 상관을 나타냈다. 반면 수동적동기는 학업성취도와는 거의 무관하였으며, 타인지향동기는 학업자기효능감($r = .175^{**}$), 학업몰입도($r = .307^{**}$)와 유의한 정적 상관을 보였다. 진로정체감과 학업성취도의 관계에서는, 진로목표명확성이 학업자기효능감($r = .455^{**}$), 학습몰입도($r = .393^{**}$), 학습만족도($r = .572^{**}$)와 모두 높은 정적 상관을 보였고, 진로결정확신도 역시 학업자기효능감($r = .451^{**}$), 학습몰입도($r = .414^{**}$), 학습만족도($r = .614^{**}$)와 강한 정적 상관을 나타냈다. 또한 진로준비행동도 학업자기효능감($r = .503^{**}$), 학습몰입도($r = .471^{**}$), 학습만족도($r = .551^{**}$)와 정적 상관을 나타냈다.

<Table 3> Correlation Analysis among Major Variables

| Variable | M | SD | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 |
|--------------------------------|------|------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 1. Intrinsic Motivation | 3.28 | 1.09 | 1 | .185** | -.144* | .065 | .447** | .469** | .450** | .300** | .342** | .440** |
| 2. Extrinsic Motivation | 4.43 | 0.79 | .185** | 1 | -.013 | -.010 | .369** | .302** | .300** | .212** | .193** | .315** |
| 3. Passive Motivation | 2.63 | 1.06 | -.144* | -.013 | 1 | .250** | -.086 | -.095 | -.034 | .104 | .057 | -.045 |
| 4. Other-directed Motivation | 2.16 | 1.10 | .065 | -.010 | .250** | 1 | .002 | -.002 | .117 | .175* | .307** | .064 |
| 5. Career Goal Clarity | 3.82 | 0.90 | .477** | .369** | -.086 | .002 | 1 | .780** | .736** | .455** | .393** | .572** |
| 6. Career Decision Certainty | 3.83 | 0.87 | .496** | .302** | -.095 | -.002 | .780** | 1 | .677** | .451** | .414** | .614** |
| 7. Career Preparation Behavior | 3.72 | 0.87 | .450** | .300** | -.034 | .117 | .736** | .677** | 1 | .503** | .471** | .551** |
| 8. Academic Self-efficacy | 3.51 | 0.90 | .300** | .212** | .104 | .175* | .455** | .451** | .503** | 1 | .652** | .503** |
| 9. Academic Engagement | 3.20 | 0.90 | .342** | .193** | .057 | .307** | .393** | .414** | .471** | .652** | 1 | .475** |
| 10. Academic Satisfaction | 3.83 | 0.85 | .440** | .315** | -.045 | .064 | .572** | .614** | .551** | .503** | .475** | 1 |

M = Mean, SD = Standard Deviation, Correlation coefficients are Pearson's r.
 p < .05 (*), p < .01 (**).

종합하면, 이러한 상관관계 패턴은 내적동기 요인이 가장 폭넓고 강하게 긍정적 연관을 가지는 반면, 수동적동기와 타인지향동기는 학업 및 진로 관련 성과와 연결성이 매우 낮음을 보여준다. 이는 이후의 회귀분석 결과에 대한 예비 단서를 제공한다.

4. 회귀분석 및 매개효과

가. 대학선택동기가 진로정체감에 미치는 영향 (다중회귀분석)

대학선택동기가 진로정체감에 미치는 영향을 검증하기 위하여 하위요인별 다중회귀분석을 실시하였다. 회귀분석 결과는 <Table 4>와 같다.

먼저 진로목표명확성에 대한 회귀모형은 유의하였으며(F(4,210) = 20.94, p < .001), 설명력은 약 25.8%(Adj. R² = .272)로 나타났다. 구체적으로

내적동기($\beta = .299, p < .001$)와 외적동기($\beta = .315, p < .001$)가 진로목표명확성에 유의한 정적 관련이 나타났고, 수동적동기와 타인지향동기는 유의하지 않았다. 즉, 대학선택 시 내적·외적 동기가 강한 학생일수록 진로목표가 뚜렷하게 설정되는 경향이 있음을 시사한다.

다음으로 진로결정확신도에 대한 회귀모형도 유의하였고(F(4,210) = 21.819, p < .001), 설명력은 29.4%(Adj. R² = .280)였다. 내적동기($\beta = .363, p < .001$)와 외적동기($\beta = .241, p < .001$)가 유의한 정적 관련을 보였으며, 수동적동기와 타인지향동기는 유의하지 않았다. 이는 대학선택의 내적·외적 동기가 높을수록 자신의 진로 선택에 확신을 가지는 정도가 높아짐을 의미한다.

마지막으로 진로준비행동에 대한 회귀모형 역시 유의하게 나타났으며(F(4,210) = 18.449, p < .001), 설명력은 26.0%(Adj. R² = .246)였다. 내적

동기($\beta = .308, p < .001$)와 외적동기($\beta = .239, p < .001$)가 유의한 정적 관련을 보인 반면, 수동적동기와 타인지향동기는 관련을 보이지 않았다. 즉, 대학선택 과정에서 내적·외적 동기가 높을수록 적극적으로 진로를 준비하는 행동을 보이는 것으로 해석할 수 있다.

나. 대학선택동기가 학업성취도에 미치는 영향 (다중회귀분석)

대학선택동기와 학업자기효능감에 대한 회귀모형은 통계적으로 유의하였으며($F(4,210) = 9.451, p < .001$), 설명력은 15.3%(Adj. $R^2 = .136$)로 나타났다. 내적동기($\beta = .277, p < .001$)와 외적동기($\beta = .186, p < .05$)는 학업자기효능감에 유의한 정적 관련이 나타났으나, 수동적동기와 타인지향동기는 유의하지 않았다. 즉, 대학선택 시 내적·외적 동기가 높을수록 학습자가 자신의 학업수행능력에 대한 신념이 강화된다는 것을 보여준다.

학업몰입 모형도 역시 유의하였으며($F(4,210) = 14.666, p < .001$), 설명력은 21.8%(Adj. $R^2 = .203$)였다. 내적동기($\beta = .247, p < .001$), 외적동기($\beta = .158, p < .05$), 타인지향동기($\beta = .229, p < .001$)가 학업몰입에 정적 관련이 나타났고, 수동적동기는 유의하지 않았다. 이는 학생들이 대학을 선택할 때 내적·외적 요인뿐 아니라 타인지향적 요인도 학업몰입도를 증진하는 데 기여할 수 있음을 시사한다.

학업만족도 모형 또한 유의하였으며($F(4,210) = 17.623, p < .001$), 설명력은 25.1%(Adj. $R^2 = .237$)로 나타났다. 내적동기($\beta = .306, p < .001$)와 외적동기($\beta = .262, p < .001$)가 학업만족도에 유의한 정적 관계를 나타냈으나, 수동적동기와 타인지향동기는 유의하지 않았다. 이는 대학선택 과정에서 학생들의 내적·외적 동기가 높을수록 학업에 대한 전반적 만족도가 상승함을 의미한다.

<Table 4> Results of Multiple Regression Analysis: Effects of College Choice Motivation on Career Goal Clarity, Career Decision Certainty and Career Preparation Behavior

| Dependent Variable | Independent Variable | β (Standardized) | t (p) | Collinearity Statistics | | F (p) | R^2 (Adj. R^2) |
|-----------------------------|---------------------------|---------------------------|----------------------|-------------------------|-------|----------------------|------------------------|
| | | | | Tolerance | VIF | | |
| Career Goal Clarity | (Constant) | 1.520 | t = 4.556 (p < .001) | | | | |
| | Intrinsic Motivation | .299** | t = 6.451 (p < .001) | .934 | 1.071 | 20.94 (p < .001) | .258 (.272) |
| | Extrinsic Motivation | .315** | t = 4.989 (p < .001) | .965 | 1.036 | | |
| | Passive Motivation | -.018 | t = -.367 (p = .714) | .911 | 1.098 | | |
| | Other-directed Motivation | -.012 | t = -.250 (p = .803) | .926 | 1.080 | | |
| (Constant) | 1.655 | t = 4.792 (p < .001) | | | | | |
| Career Decision Certainty | Intrinsic Motivation | .363** | t = 7.580 (p < .001) | .934 | 1.070 | 21.819 (p < .001) | .294 (.280) |
| | Extrinsic Motivation | .241** | t = 3.686 (p < .001) | .965 | 1.037 | | |
| | Passive Motivation | -.017 | t = -.334 (p = .739) | .911 | 1.097 | | |
| | Other-directed Motivation | -.019 | t = -.397 (p = .692) | .926 | 1.080 | | |
| | (Constant) | 1.490 | t = 4.408 (p < .001) | | | | |
| Career Preparation Behavior | Intrinsic Motivation | .308** | t = 6.562 (p < .001) | .934 | 1.071 | 18.449 (p < .001) | .260 (.246) |
| | Extrinsic Motivation | .239** | t = 3.744 (p < .001) | .965 | 1.036 | | |
| | Passive Motivation | .003 | t = .057 (p = .954) | .911 | 1.098 | | |
| | Other-directed Motivation | .070 | t = 1.492 (p = .137) | .926 | 1.080 | | |
| | (Constant) | 1.490 | t = 4.408 (p < .001) | | | | |

* p < .05, ** p < .01, *** p < .001

<Table 5> Results of Multiple Regression Analysis: Effects of College Choice Motivation on Academic Self-efficacy, Academic Engagement, and Academic Satisfaction

| Dependent Variable | Independent Variable | β (Standardized) | t (p) | Collinearity Statistics | | F (p) | R ² (Adj. R ²) |
|------------------------|---------------------------|---------------------------|----------------------|-------------------------|-------|------------|--|
| | | | | Tolerance | VIF | | |
| Academic Self-efficacy | (Constant) | 1.452 | t = 3.751 (p < .001) | | | | |
| | Intrinsic Motivation | .277** | t = 4.126 (p < .001) | .934 | 1.071 | | |
| | Extrinsic Motivation | .186* | t = 2.535 (p < .05) | .965 | 1.036 | 9.451 | .153 |
| | Passive Motivation | .098 | t = 1.705 (p = .090) | .911 | 1.098 | (p < .001) | (.136) |
| | Other-directed Motivation | .106 | t = 1.967 (p = .049) | .926 | 1.080 | | |
| Academic Engagement | (Constant) | 1.113 | t = 2.999 (p < .01) | | | | |
| | Intrinsic Motivation | .247** | t = 4.789 (p < .001) | .934 | 1.070 | | |
| | Extrinsic Motivation | .158* | t = 2.251 (p < .05) | .965 | 1.037 | 14.666 | .218 |
| | Passive Motivation | .028 | t = .507 (p = .613) | .911 | 1.097 | (p < .001) | (.203) |
| | Other-directed Motivation | .229** | t = 4.429 (p < .001) | .926 | 1.080 | | |
| Academic Satisfaction | (Constant) | 1.583 | t = 4.558 (p < .001) | | | | |
| | Intrinsic Motivation | .306** | t = 6.356 (p < .001) | .934 | 1.071 | | |
| | Extrinsic Motivation | .262** | t = 3.990 (p < .001) | .965 | 1.036 | 17.623 | .251 |
| | Passive Motivation | .004 | t = .076 (p = .939) | .911 | 1.098 | (p < .001) | (.237) |
| | Other-directed Motivation | .031 | t = .647 (p = .518) | .926 | 1.080 | | |

* p < .05, ** p < .01, *** p < .001

종합하면, 대학선택동기는 학생들의 진로정체감과 학업성취도 모두와 유의한 정적 관계를 보였다. 특히 내적동기는 진로목표명확성, 진로결정확신도, 진로준비행동뿐 아니라 학업자기효능감, 학업몰입도, 학업만족도 등 모든 영역에 걸쳐 가장 강력하고 일관된 긍정적 관련성을 나타냈다. 외적동기 또한 두 영역의 주요 하위요인들과 통계적으로 유의한 정적 관계를 보였으나, 내적동기에 비해 그 관련성의 정도는 낮았다. 반면 수동적동기는 진로정체감과 학업성취도 모두에서 유의한 관계가 확인되지 않았으며, 타인지향동기는 진로정체감에는 관련이 없었으나 학업몰입에는 일부 정적 관련을 보였다.

따라서 대학선택동기는 단순한 진학 동기를 넘어 학생들의 진로 태도와 학업 경험 전반을 설명하는 중요한 심리적 요인으로 해석된다. 이는 해사교육 현장에서 학생들의 내적·외적 동기를 균형 있게 강화하는 교육적 개입이 필요함을 시사

하며, 특히 내적동기를 고양시키는 프로그램 개발이 진로정체감과 학업성취도 향상에 효과적일 수 있음을 보여준다.

다. 진로정체감의 매개효과 검증

대학선택동기와 학업자기효능감의 관계에서 진로정체감의 매개효과를 검증하기 위하여 위계적 회귀분석과 부트스트래핑(bootstrapping)을 병행하여 실시하였다.

Model 1(진로정체감만 투입) 결과(<Table 6>), 회귀모형은 통계적으로 유의하였으며(F = 27.046, p < .001), 설명력은 27.8%(Adj. R² = .267)로 나타났다. 진로준비행동($\beta = .330$, p < .001)만이 학업자기효능감과 유의한 정적 관계를 보였으며, 진로목표명확성과 진로결정확신도는 통계적으로 유의하지 않았다. 이는 학업성취도가 단순한 진로 태도의 명확성보다는 실제적인 준비행동과 더 밀접하게 연관되어 있음을 시사한다. Model 2(대학선택동기 추가) 결과, 회귀모형이 유의하였으며

<Table 6> Results of Hierarchical Regression Analysis (Dependent Variable: Academic Self-efficacy)

| Dependent Variable: Academic Self-efficacy | Independent Variable | B | β | t | p | Tolerance | VIF | R ² (Adj. R ²) | F |
|---|-----------------------------|------|---------|--------------|-------|-----------|-------|---------------------------------------|-----------|
| Model 1 (Career Identity) | Career Goal Clarity | .095 | .089 | .850 | .396 | .312 | 3.205 | .278 (.267) | 27.046*** |
| | Career Decision Certainty | .162 | .158 | 1.642 | .102 | .368 | 2.718 | | |
| | Career Preparation Behavior | .353 | .330 | 3.704** * | <.001 | .432 | 2.317 | | |
| Model 2 (+ College Choice Motivation) | Career Goal Clarity | .105 | .099 | .937 | .350 | .300 | 3.339 | .312 (.289) | 13.416*** |
| | Career Decision Certainty | .163 | .159 | 1.629 | .105 | .348 | 2.876 | | |
| | Career Preparation Behavior | .297 | .278 | 3.081** | .002 | .409 | 2.443 | | |
| | Intrinsic Motivation | .044 | .054 | .796 | .427 | .713 | 1.403 | | |
| | Extrinsic Motivation | .042 | .037 | .599 | .550 | .861 | 1.162 | | |
| | Passive Motivation | .102 | .118 | 1.951 | .052 | .910 | 1.099 | | |
| Other-directed Motivation | .090 | .110 | 1.816 | .071 | .903 | 1.108 | | | |

* p < .05, ** p < .01, *** p < .001

(F = 13.416, p < .001), 설명력은 31.2%(Adj. R² = .289)로 증가하였다. 그러나 대학선택동기의 네 가지 요인은 모두 유의하지 않았고, 진로준비행동(β = .278, p < .01)만이 유의한 예측 변인으로 남았다. 이는 대학선택동기가 학업자기효능감에 직접적인 영향을 주기보다는 진로정체감을 통해 간접적인 효과로 작동함을 의미한다.

대학선택동기와 학업몰입도의 관계에서도 유사한 경향이 관찰되었다(<Table 7>).

먼저 Model 1(진로정체감만 투입) 결과, 회귀 모형은 통계적으로 유의하였으며(F = 22.048, p < .001), 설명력은 23.9%(Adj. R² = .228)로 나타났다. 세부적으로 진로준비행동(β = .356, p < .001)이 학업몰입도와 유의한 정적 관계를 보였으며, 반면 진로목표명확성과 진로결정확신도는 통계적으로 유의하지 않았다. Model 2(대학선택동기 변인 추가) 결과, 모형은 여전히 유의하였으며(F = 14.188, p < .001), 설명력은 32.4%(Adj. R² = .301)로 증가하였다. 이 모형에서 진로준비행동(β = .257, p < .01)은 여전히 유의한 예측변인으로 남았고, 대학선택동기 요인 중에서는 타인지향동기(β = .261, p < .001)만이 학업몰입도에 정적 관계를 보였다. 내적·외적·수동적동기는 모두

통계적으로 유의하지 않았다.

학업만족도 역시 학업자기효능감과 학업몰입도 요인과 유사한 패턴을 보였다(<Table 8>).

Model 1(진로정체감만 투입) 결과, 회귀모형은 통계적으로 유의하였으며(F = 50.082, p < .001), 설명력은 약 41.6%(Adj. R² = .408)로 나타났다. 진로결정확신도(β = .377, p < .001)와 진로준비행동(β = .198, p < .001)이 학업만족도에 유의한 정적 관계를 보였으나, 진로목표명확성은 유의하지 않았다. 이는 학생들이 자신의 진로 선택에 대한 확신을 갖고 실제적인 준비행동에 적극적으로 임할수록 학업에 대한 만족감이 높아짐을 의미한다.

Model 2(대학선택동기 추가 투입)에서는 모형의 설명력이 44.2%(Adj. R² = .423)로 증가하였으며, 회귀모형은 유의하였다(F = 23.432, p < .001). 하위요인별로 살펴보면, 내적동기(β = .141, p < .05)가 학업만족도에 유의한 정적 영향을 미쳤다. 외적동기 역시 β = .107로 비교적 높은 값을 보였으나, 유의수준은 p = .059로 기준에 근접하였으나 통계적으로는 유의하지 않았다. 한편, 수동적동기와 타인지향동기는 학업만족도에 영향을 미치지 않았다.

모든 회귀모형의 진단 결과, 공차한계(Tolerance)

는 .30 ~ .97, 분산팽창지수(VIF)는 1.03 ~ 3.34 범위로 다중공선성의 문제는 없었다. 잔차의 정규성은 Q-Q Plot과 Kolmogorov-Smirnov 검정에서 $p > .05$ 로 확인되었으며, 등분산성은 Breusch-Pagan 검정 결과 유의하지 않아($p > .05$) 가정을 충족하였다. 이상치(outlier) 검토에서 Cook's Distance 값은 모두 1 미만으로, 영향력 있는 사례는 존재하지 않았다. 주요 변인의 표준화 회귀계수 (β)는

.24 ~ .38 범위로 나타나 Cohen(1988) 기준의 중간효과크기($f^2 \approx .15$) 수준에 해당하였다. 각 모형의 95% 신뢰구간(95% CI)은 0을 포함하지 않았다.

추가로 간접효과의 통계적 유의성을 부트스트래핑(bootstrapping, 5,000회 재표집, BCa 95% CI) 방식으로 재검증하였다(<Table 9>).

<Table 7> Results of Hierarchical Regression Analysis (Dependent Variable: Academic Engagement)

| Dependent Variable: Academic Engagement | | Independent Variable | B | β | t | p | Tolerance | VIF | R ² (Adj. R ²) | F |
|--|-----------------------------|----------------------|----------|----------|-------|-------|-----------|----------------|---------------------------------------|-----------|
| Model 1 (Career Identity) | Career Goal Clarity | -.012 | -.011 | -.103 | .918 | .312 | 3.205 | | .239 (.228) | 22.048*** |
| | Career Decision Certainty | .186 | .181 | 1.832 | .068 | .368 | 2.718 | | | |
| | Career Preparation Behavior | .381 | .356 | 3.897*** | <.001 | .432 | 2.317 | | | |
| Model 2 (+ College Choice Motivation) | Career Goal Clarity | .008 | .008 | .072 | .943 | .300 | 3.339 | .324 (.301) | 14.188*** | |
| | Career Decision Certainty | .169 | .165 | 1.699 | .091 | .348 | 2.876 | | | |
| | Career Preparation Behavior | .275 | .257 | 2.881** | .004 | .409 | 2.443 | | | |
| | Intrinsic Motivation | .099 | .121 | 1.785 | .076 | .713 | 1.403 | | | |
| | Extrinsic Motivation | .049 | .044 | .707 | .480 | .861 | 1.162 | | | |
| | Passive Motivation | .030 | .035 | .584 | .560 | .910 | 1.099 | | | |
| Other-directed Motivation | .213 | .261 | 4.343*** | <.001 | .903 | 1.108 | | | | |

* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

<Table 8> Results of Hierarchical Regression Analysis (Dependent Variable: Academic Satisfaction)

| Dependent Variable: Academic Satisfaction | | Independent Variable | B | β | t | p | Tolerance | VIF | R ² (Adj. R ²) | F |
|--|-----------------------------|----------------------|------|----------|-------|-------|-----------|----------------|---------------------------------------|---|
| Model 1 (Career Identity) | Career Goal Clarity | .134 | .132 | 1.401 | .163 | .312 | 3.205 | .416 (.408) | 50.082*** | |
| | Career Decision Certainty | .368 | .377 | 4.342*** | <.001 | .368 | 2.718 | | | |
| | Career Preparation Behavior | .203 | .198 | 2.478* | .014 | .432 | 2.317 | | | |
| Model 2 (+ College Choice Motivation) | Career Goal Clarity | .099 | .098 | 1.031 | .304 | .300 | 3.339 | .442 (.423) | 23.432*** | |
| | Career Decision Certainty | .324 | .332 | 3.770*** | <.001 | .348 | 2.876 | | | |
| | Career Preparation Behavior | .158 | .155 | 1.906 | .058 | .409 | 2.443 | | | |
| | Intrinsic Motivation | .110 | .141 | 2.298* | .023 | .713 | 1.403 | | | |
| | Extrinsic Motivation | .115 | .106 | 1.900 | .059 | .861 | 1.162 | | | |
| | Passive Motivation | .011 | .013 | .242 | .809 | .910 | 1.099 | | | |
| Other-directed Motivation | .028 | .035 | .647 | .518 | .903 | 1.108 | | | | |

* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

<Table 9> Indirect Effects of College Choice Motivation on Academic Outcomes through Sub-factors of Career Identity(Bootstrapping, 5,000 resamples, BCa 95% CI)

| Path | Indirect Effect (β) | SE | 95% CI(BCa) | Sig. |
|--|-----------------------------|-----|-------------|-----------|
| Intrinsic Motivation → Career Goal Clarity → Academic Self-efficacy | .06 | .02 | [.02, .11] | $p < .05$ |
| Intrinsic Motivation → Career Decision Certainty → Academic Engagement | .04 | .02 | [.01, .09] | $p < .05$ |
| Intrinsic Motivation → Career Preparation Behavior → Academic Satisfaction | .07 | .03 | [.03, .13] | $p < .05$ |
| Extrinsic Motivation → Career Preparation Behavior → Academic Satisfaction | .05 | .02 | [.01, .10] | $p < .05$ |

분석 결과, 내적 동기는 진로정체감의 세 하위 요인(진로목표명확성, 진로결정확신도, 진로준비행동)을 매개로 학업자기효능감, 학업몰입도, 학업만족도에 각각 유의한 간접효과를 보였다.

구체적으로, 진로목표명확성은 학업자기효능감에 (β (indirect) = .06, BCa 95% CI [.02, .11]), 진로결정확신도는 학업몰입도에 (β (indirect) = .04, BCa 95% CI [.01, .09]), 진로준비행동은 학업만족도에 (β (indirect) = .07, BCa 95% CI [.03, .13]) 유의한 매개효과를 나타냈다. 또한 외적동기는 진로준비행동을 통해 학업만족도에 유의한 간접효과(β (indirect) = .05, BCa 95% CI [.01, .10])를 보였다.

반면, 수동적동기와 타인지향동기를 포함한 나머지 경로의 간접효과는 신뢰구간에 0이 포함되어 유의하지 않은 것으로 나타났다.

즉, 대학선택동기는 진로정체감을 매개로 학업성취도로 이어지는 구조적 경로를 가지며, 이러한 결과는 해사교육 현장에서 내적동기 함양과 진로정체감 강화를 통합적으로 지원하는 교육적 접근의 필요성을 시사한다.

IV. 결론

본 연구는 해사대학생의 대학선택동기가 진로

정체감과 학업성취도에 미치는 관계를 분석하고, 진로정체감의 매개효과를 검증하였다.

분석 결과, 대학선택동기 중 내적동기($\beta = .299\sim.363$, $p < .001$)와 외적동기($\beta = .239\sim.315$, $p < .001$)는 진로목표명확성·진로결정확신도·진로준비행동에 유의한 정적 관계를 보였으며, 설명력은 25.8~29.4%(Adj. $R^2 = .246\sim.280$) 수준으로 나타났다. 학업성취도 모형에서도 내적동기($\beta = .247\sim.306$, $p < .001$)와 외적동기($\beta = .158\sim.262$, $p < .05$)가 학업자기효능감·학업몰입도·학업만족도에 유의한 정적 관계를 보였고, 설명력은 13.6~23.7%로 확인되었다.

반면 수동적동기는 모든 영역에서 유의하지 않았으며, 타인지향동기는 학업몰입도($\beta = .229$, $p < .001$)에만 부분적으로 관련성을 보였다.

위계적 회귀분석에서는 진로준비행동($\beta = .330$, $p < .001$)과 진로결정확신도($\beta = .377$, $p < .001$)가 학업성취도의 핵심 예측요인으로 확인되었고, 표준화 회귀계수(β)는 전반적으로 .24~.38 범위로 나타나 Cohen(1988)의 중간 효과크기($f^2 \approx .15$)에 해당하였다.

또한 부트스트래핑(5,000회 재표집, BCa 95% CI) 결과, 진로목표명확성→학업자기효능감($\beta = .06$, CI [.02, .11]), 진로결정확신도→학업몰입도($\beta = .04$, CI [.01, .09]), 진로준비행동→학업만족

도($\beta = .07$, CI [.03, .13]) 경로가 모두 유의한 간접효과를 보였다.

본 연구의 결과는 대학선택 과정에서 내적동기가 높을수록 진로정체감을 매개로 학업성취도로 이어지는 간접경로가 강화됨을 보여준다. 즉, 동기의 유형과 관계없이 진로정체감의 형성이 학업성취도 향상에 핵심적인 매개요인으로 작용하며, 특히 진로준비행동과 진로결정확신도가 학업자기효능감, 학업몰입도, 학업만족도를 직접·간접적으로 증진시키는 주요 요인으로 확인되었다. 이는 학생이 진로 선택에 대한 확신을 가지고 구체적인 준비행동에 적극적으로 참여할수록 학업적 자신감과 만족감이 높아진다는 점을 시사한다.

이러한 결과는 해사교육 현장에서 학생의 내적동기와 진로정체감을 통합적으로 증진시키기 위한 교수전략의 중요성을 시사한다.

자기결정성이론(Deci and Ryan, 2000)에 따르면, 학습자가 자율성·유능감·관계성의 욕구를 충족할 때 내적동기가 강화되며, 이는 지속적인 학습 몰입과 성취로 이어진다. 또한 Park(2022)의 연구는 학습의 즐거움과 몰입 경험이 학습성과를 유의하게 향상시킨다는 점을 실증적으로 제시함으로써, 내적동기에서 비롯된 긍정적 정서가 몰입과 성취로 이어지는 선순환 구조를 뒷받침한다. 이러한 이론적 근거는 해사교육에서도 학습자의 내적동기를 유발하고 유지하기 위한 교수설계의 중요성을 강조한다. 교수자는 학생이 학습 과정에서 자율성을 느끼고 유능감을 발휘하며, 동료 및 교수와의 관계적 지지를 경험할 수 있는 환경을 조성해야 한다. 특히 경험학습(Experiential Learning), 시뮬레이션 기반 실습, 자기주도적 과제 수행과 같은 교수 전략은 학습자의 흥미와 주도성을 촉진함으로써 내적동기를 강화하는 데 효과적이다. 이러한 전략은 단순한 기술 습득을 넘어 학습의 의미를 내면화하고, 해사전문인으로서의 진로정체감을 공고히 하는 데 기여할 수 있다.

한편, 수동적·타인지향동기는 낮은 진로정체감

과 학업몰입 부족으로 이어져, 동기결여, 결석, 심리적 소진 등의 위험을 초래할 수 있다(Lee, 2009). 특히 해사대학은 직무 특성상 강도 높은 훈련과 규율 준수, 단체 생활에서 요구되는 책임 의식과 협동 역량을 강조하기 때문에, 학습 동기가 낮은 학생들에게는 이러한 교육 환경이 심리적 부담으로 작용할 가능성이 크다. 따라서 학습상당 및 동기강화 프로그램을 통해 학습자의 내적동기를 촉진하고 자기효능감 향상을 지원하는 체계적인 노력이 필요하다. 또한 입학 단계에서 학생들의 지원 동기를 면밀히 파악하여, 수동적 동기를 보이거나 적성이 부합하지 않는 학생에게는 초기 진로지도를 강화함으로써 학업 적응을 도울 필요가 있다.

종합하면, 해사대학생의 학업성취도 향상을 위해서는 진로정체감의 형성과 내적동기의 내면화가 핵심 경로로 작용한다. 따라서 해사대학은 학생들이 학업과 진로의 연관성을 명확히 인식할 수 있도록 진로개발 교과목, 현장실습, 멘토링, 해양산업 탐색 프로그램 등을 확대하고, 동시에 자율성과 유능감을 촉진하는 교수 설계를 강화해야 한다. 이러한 통합적 교육 지원은 학생들이 학업활동을 미래의 진로 목표와 연결하여 학업몰입도와 만족도를 높이는 데 기여할 것이다.

본 연구는 해사대학생의 학업동기와 진로발달에 관한 실증적 자료를 제시함으로써, 해사교육의 질적 향상과 해양인재 양성을 위한 실천적 시사점을 제공하였다. 특히 진로정체감을 통한 동기 강화가 학업성취도 향상의 핵심 매커니즘으로 확인되었으며, 향후 해사대학 교육 현장에서 이를 반영한 프로그램의 개발과 제도적 지원이 활성화되길 기대한다. 궁극적으로 해사대학생의 내적동기와 진로정체감의 강화는 해사교육의 질적 혁신과 국가 해운산업의 지속가능한 발전을 견인할 핵심 인적자원 개발 전략으로 기능할 것이다.

본 연구의 한계로는 다음과 같다.

첫째, 특정 시점의 자기보고식 설문 자료에 의존하였기 때문에, 변인 간의 종단적 인과관계를

완전하게 규명하기에는 한계가 있다. 향후 연구에서는 중단 설계나 실험 연구를 통해 동기의 변화와 학업성과 간의 인과경로를 보다 엄밀히 검증할 필요가 있다. 둘째, 표본이 일부 해사대학 재학생으로 한정되어 있어 전체 해사교육기관을 대표하기에는 제한이 있다. 따라서 다양한 대학과 전공을 포괄한 비교연구를 통해 외적 타당도를 높이는 후속 연구가 요구된다. 셋째, 본 연구의 학업성취도는 주관적 학습성과 중심의 자기보고식 지표로 구성되어 있어, 객관적 성취(GPA·실습평정 등)와 병행 분석이 이루어지지 못했다. 향후 연구에서는 심리적·행동적 성취와 객관적 성적지표를 통합적으로 분석함으로써 보다 정교한 학업성과 모델을 제시할 필요가 있다. 마지막으로, 타인지향동기 요인의 신뢰도($\alpha = .59$)가 낮았던 점은 제한점으로 남는다. 향후 연구에서는 문항 보강 및 대안모형의 적합도 비교를 통해 적도의 내적 일관성을 향상시킬 필요가 있다.

References

- Choi YW, Lee SH, Park SY and Eom MY(2024). Effects of admission to desired major on college life and directions for university efforts. *Asian Journal of Education*, 25(1), 59~82.
<https://doi.org/10.15753/aje.2024.3.25.1.59>
- Deci EL and Ryan RM(2000). Intrinsic and extrinsic motivations: Classic definitions and new directions. *Contemporary Educational Psychology*, 25(1), 54~67.
<https://doi.org/10.1006/ceps.1999.1020>
- Doo MY, Bonk CJ and Heo H(2023). Examinations of the relationships between self-efficacy, self-regulation, teaching presence, cognitive presence, and learning engagement during COVID-19. *Educational Technology Research and Development*, 71(5), 2459~2482.
<https://doi.org/10.1007/s11423-023-10187-3>
- Han YJ(2014). A study on the effects of college students' major choice motivation and job values on class participation, major satisfaction, and career preparation behavior. Ph.D. dissertation, Kyungsoong University.
- Hwang SH and Cho SH(2024). Differences in career motivation and career exploration behavior among STEM students and their affecting factors. *Journal of Engineering Education Research*, 27(1), 13~31.
<https://doi.org/10.18108/jeer.2024.27.1.13>
- Kang HY and Chung TT(2017). Differences in characteristics by college major selection motivation and regret: Focused on college life, employment goal, and first job satisfaction. *Journal of Practical Engineering Education*, 9(2), 155~165.
<https://doi.org/10.14702/jpee.2017.9.2.155>
- Kim HJ(2013). Major choice motivation, major satisfaction, and career choice among model major college students: Focusing on gender and curriculum differences. Master's thesis, Dongduk Women's University.
- Kim JY, Kim HO and Lee MH(2019). The mediating effect of major satisfaction on the relationship between academic self-efficacy and academic achievement among nursing students. *Child Health Nursing Research*, 25(2), 205~213.
<https://doi.org/10.4094/chnr.2019.25.2.205>
- Kim KR and Lee HJ(2022). Differences in career preparation behavior by types of college major choice motivation. *Journal of General Education Research*, 16(2), 453~465.
- Kim TH(2013). Career choice commitment, family support, career decision autonomy, and career decision self-efficacy among college students. Master's thesis, Seoul National University.
- Hayes, AF(2018). Introduction to mediation, moderation, and conditional process analysis: A regression-based approach (2nd ed.). New York: Guilford Press
- Lee EK(2018). Structural relationships among parental rearing attitudes, autonomous classroom climate, bicultural competence, academic resilience, and learning engagement of multicultural family middle school students in rural areas. Ph.D. dissertation, Seoul National University.
- Lee SL(2022). The Analysis on the Determinants of Participation in Ocean Education and Improvement Suggestion, *Journal of Fisheries and Marine Sciences Education*, 34(2), 210~218

- <https://doi.org/10.13000/JFMSE.2022.4.34.2.210>
 Ministry of Oceans and Fisheries(2023). Korea's shipping industry handles over 99% of the nation's import and export logistics, reaffirming its role as a key strategic sector. Retrieved from <https://www.mof.go.kr/doc/ko/selectDoc.do?bbsSeq=10&docSeq=52016&menuSeq=971>
- Oh C(2016). Effects of career identity and self-regulated learning on academic achievement and satisfaction: Application of the self-concordance model. *Studies on Korean Youth*, 23(1), 449~473. <https://doi.org/10.21509/KJYS.2016.01.23.1.449>
- Park A, Lee J and Lee H(2020). Exploring the causes of and solutions for low academic achievement among top-tier engineering students: A case of University A. *Journal of Engineering Education Research*, 23(1), 10 - 25. <https://doi.org/10.18108/jeer.2020.23.1.10>
- Park SM(2022). Analysis of Structural Relationships on the Effect of Fun on Learning Flow. *Journal of Fisheries and Marine Sciences Education*, 34(5), 804~813 <https://doi.org/10.13000/JFMSE.2022.10.34.5.804>
- Park DJ, Jung CH, Han MS, Nam TK and Youn IH(2020). Influence of Education Program Satisfaction on Core Competence and Self-directed Competence: A Study of Mokpo National Maritime University. *Journal of the Korean Society of Marine Environment & Safety*, 26(6), 665~673 <https://doi.org/10.7837/kosomes.2020.26.6.665>
- Park AS and Kim HK(2016). Effects of College Students' Major Choice Motivation and Major Satisfaction on College Life Adjustment. *Journal of the Korea Academia-Industrial Cooperation Society*, 17(2), 511~519. <https://doi.org/10.5762/KAIS.2016.17.2.511>
- Park YO, Park SJ and Heo J(2017). The effect of career identity on academic achievement among university students: Moderating role of stress-coping. *Journal of Employment and Career*, 7(2), 103~124. <https://doi.org/10.35273/jec.2017.7.2.006>
- Preacher KJ and Hayes AF(2008). Asymptotic and resampling strategies for assessing and comparing indirect effects in multiple mediator models. *Behavior Research Methods*, 40(3), 879~891. <https://doi.org/10.3758/BRM.40.3.879>
- Ryu YH and Ko JO(2024). Job values, career preparation behavior, and resilience influencing college life adaptation among maritime college students. *Journal of the Korean Society of Marine Environment and Safety*, 30(6), 635~646. <https://doi.org/10.7837/kosomes.2024.30.6.635>

-
- Received : 30 September, 2025
 - Revised : 05 November, 2025
 - Accepted : 11 November, 2025