



간호사의 감정노동이 이직의도에 미치는 영향: 소진의 매개효과와 오센틱 리더십의 조절된 매개효과

나수양¹ · 박한중²

¹경희대학교 간호과학대학, ²가톨릭대학교 간호대학

The Effect of Nurse’s Emotional Labor on Turnover Intention: Mediation Effect of Burnout and Moderated Mediation Effect of Authentic Leadership

Na, Soo Yang¹ · Park, Hanjong²

¹College of Nursing Science, Kyung Hee University, Seoul

²College of Nursing, The Catholic University of Korea, Seoul, Korea

Purpose: To investigate the effect of nurses’ emotional labor on their turnover intention that was mediated by burnout and to examine the moderated mediation effect of authentic leadership. **Methods:** A total of 227 nurses working at two general hospitals in Seoul were recruited from March 21 to May 6 in 2016. Emotional labor including surface acting and deep acting; burnout factors such as emotional exhaustion and personal accomplishment; and turnover intention were assessed. The data were analyzed using SPSS 22.0 and SPSS PROCESS macro. **Results:** Surface acting significantly increased emotional exhaustion and reduced personal accomplishment. Deep acting significantly increased personal accomplishment. Emotional exhaustion significantly increased turnover intention. Conversely, personal accomplishment significantly reduced turnover intention. Surface acting had an indirect effect on turnover intention that was mediated by emotional exhaustion. Deep acting had an indirect effect on turnover intention that was mediated by personal accomplishment. Authentic leadership had a moderated mediation effect on the relationship between surface acting and turnover intention that was mediated by emotional exhaustion. **Conclusion:** The findings of this study indicate that the establishment of strong authentic leadership by head nurses would help nurses reduce their burnout and turnover intention. Conducting intervention studies would be also important to promote better work environments that would enable nurses to fortify the positive aspect of emotional labor and to reduce their burnout levels.

Key words: Nurses; Leadership; Burnout; Professional; Emotions; Personnel Turnover

서론

국내 종합병원이상의 간호사 이직률이 25.6%로 심각한 수준에 도달한 상황에서[1], 간호사의 이직은 간호사 전체의 업무수련도 저하

1. 연구의 필요성

주요어: 간호사, 리더십, 소진, 감정, 이직

* 이 논문은 제1저자 나수양의 석사학위논문 축약본임.

* 본 연구는 2016년도 서울특별시간호사회 한마음장학금의 지원을 받아 연구되었음.

* This manuscript is a condensed form of the first author’s master’s thesis from Kyung Hee University.

* This study was supported by the ‘HANMAEUM scholarship’ funded by Seoul Nurses Association.

Address reprint requests to : Park, Hanjong

College of Nursing, The Catholic University of Korea, 222 Banpo-daero, Seocho-gu, Seoul 06591, Korea

Tel: +82-2-2258-7405 Fax: +82-2-2258-7772 E-mail: hparkchicago@gmail.com

Received: January 8, 2019 Revised: March 27, 2019 Accepted: April 4, 2019

This is an Open Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution NoDerivs License. (<http://creativecommons.org/licenses/by-nd/4.0>)

If the original work is properly cited and retained without any modification or reproduction, it can be used and re-distributed in any format and medium.

로 인한 의료사고의 가능성이 높아지게 하며 간호의 질 저하를 초래하여 환자 안전에 매우 위협적인 결과를 초래할 수 있다[2,3]. 또한 이직률의 증가는 남아있는 간호사들의 간호 업무 부담으로 이어지게 되어 업무성과를 떨어뜨리기 때문에 이러한 악순환에 대한 대책이 시급한 실정이다[4]. 따라서 이직의도에 미치는 주요 영향요인들이 국내외에서 활발히 연구되고 있는 실정이며, 간호사의 이직의도에 영향을 미치는 주요 요인으로 감정노동[3-5], 소진[5,6] 등이 보고되었다.

간호사는 기존의 전통적인 간호업무수행 외에도 자신의 감정을 상품화하여 서비스를 제공하는 감정노동의 업무를 부담하며 고객만족을 위한 역할을 수행하고 있는데, 이는 직무스트레스 및 소진 등 다양한 정신적, 정서적, 신체적 문제를 야기한다고 보고되고 있다[7]. 감정노동이란 자신이 느끼는 실제 감정과 조직이 요구하는 감정표현 규범 간에 차이가 존재할 때, 감정을 조절하기 위한 개인의 노력이나 관리를 의미한다[8]. 한국직업능력개발원의 직업별 감정노동 실태조사에 의하면 감정노동의 정도를 5점 만점 척도로 측정한 결과 간호사는 4.33점으로 감정노동을 많이 수행하는 직업 75개 중 15위를 차지하여[9], 높은 수준의 감정노동자로 분류되었다. 선행연구에서는 감정노동의 수준이 올라갈수록 이직의도를 높인다고 하였고[3], Grandey [10]의 감정조절모형에 따르면 오랜기간 잦은 감정노동으로 인하여 소진되거나 이직과 같은 직무철회행동을 할 수 있다고 하였다. 최근 감정노동은 표면행위와 내면행위로 구분되어 연구되고 있는데, Cheng 등[3]은 감정노동의 과정에서 속이거나 숨기는 행위, 즉 표면행위를 할 경우 간호사의 소진상태를 야기하며 간호의 질 수준을 감소시키고 이직의도를 증가시킬 수 있다고 하여 병원 관리자들이 이직의도에 영향을 미치는 요인을 깊게 이해하고 그들의 소진에 관심을 가져야 한다고 하였다.

소진은 대인관계를 통한 노동에서 오는 스트레스의 결과로 초래되는 정서적, 신체적 반응으로 감정고갈, 비인격화, 자아성취감 저하의 3가지 요소이다[11]. 감정노동과 소진의 영향관계에 대한 선행연구를 살펴보면 감정노동과 소진의 직접 영향관계에서 팀 분위기가 좋을수록 감정노동을 감소시켜 소진을 줄여준다고 하였으며[3], 감정노동의 표면행위가 소진의 감정고갈을 증가시키고 자아성취감을 낮춘다고 하였다[12]. 소진과 이직의도의 영향관계에 대한 선행연구에 따르면 감정노동을 하는 간호사들이 소진을 매개로 하여 이직의도를 증가시킨다고 하였으며[5], 소진이 직무만족을 저하시켜 이직의도를 증가시킨다고 하였다[13].

캐나다의 간호자문위원회에서는 간호사 이직의 원인을 간호사의 문제라기보다 간호사의 부족, 즉 간호환경의 문제로 지적하였고, 간호 관리자의 리더십 결여를 주요 원인 중 하나로 제시하였으며, 간호사와 관리자 사이의 신뢰 회복이 긴급한 과제를 제시하였다[14].

이러한 신뢰는 상사의 오센틱 리더십을 바탕으로 구축될 수 있다고 하였으며[15], 미국중환자간호사회(American Association Critical-Care Nurses [AACN])의 보고에서는 건강한 간호환경을 개발하거나 유지하기 위하여 오센틱 리더십을 6가지 기준 중 하나로 제시하였다[16]. 오센틱 리더십이란 리더가 자신을 제대로 인지하고, 언행일치하여 진정성있는 모습을 구성원들에게 보여주며, 리더와 구성원 모두가 신뢰를 바탕으로 긍정적 자기개발을 통하여 조직의 성과를 이끌어내는 리더십을 의미한다[15]. 지금까지의 많은 리더십 이론들이 리더의 특성이나 행동에 초점을 맞추었으나 오센틱 리더십은 특별히 리더의 자아인식과 구성원들과 관계의 투명성에 초점을 두고 있으며, 구성원들에게 적극적으로 영향을 미치거나 변화를 강조하는 지금까지의 리더십과 달리 상사의 긍정적 역량을 중심으로 구성원들의 자발적인 자아인식과 동시에 긍정적 영향을 미친다[15]. 또한 희망, 신뢰, 긍정적 감정의 선행인자로 리더십 개념의 근본적 성격을 내포하고 있다는 점이 중요하다[15].

간호사를 대상으로 한 국외의 선행연구를 살펴보면 상사가 오센틱 리더십을 발휘하면 직장 내 따돌림으로 인한 소진을 줄여주어 이직의도를 낮출 수 있다고 하였으며[13], 오센틱 리더십과 긍정심리자본이 소진을 감소시켜 직무만족을 증가시키므로 이를 바탕으로 오센틱 리더십이 이직의도를 감소시킬 가능성을 언급하며 추후 연구를 제안하였다[13]. 국내 간호사를 대상으로 한 연구에서 수간호사의 오센틱 리더십이 높을수록 소진을 줄여준다고 하였으나[17], 오센틱 리더십을 다룬 연구는 아직까지 미흡한 실정이다.

감정노동이 소진을 매개로 하여 이직의도에 미치는 영향을 감소시킬 수 있는 방안으로 리더부하 교환관계[18]와 변혁적 리더십을 포함한 고성능 작업시스템[4]이 보고되었으나 오센틱 리더십이 위와 같은 영향을 미칠 수 있는지에 대해서는 아직 연구되지 않은 실정이다. 따라서 본 연구에서는 감정노동이 소진을 통한 이직의도에 미치는 간접경로에서 오센틱 리더십의 조절효과를 보다 통합적으로 살펴보고자 한다. 즉 오센틱 리더십의 수준에 따라 감정노동을 통한 소진에 대한 이직의도의 정도가 달라질 것이라는 조절된 매개모형을 검증하고자 한다. 조절된 매개효과(moderated mediation)란 조절효과와 매개효과가 통합된 개념으로 간접경로에서 조절효과가 있는 경우, 즉 간접효과가 조절변수의 정도에 따라 달라지는 경우를 의미한다[19]. 더불어 본 연구에서는 이전 연구의 제언[10,18]과 도구개발자의 권고[11]에 따라 감정노동[10,18]과 소진[11]을 전체개념으로 볼 것이 아니라 하부요인들로 구분하여 감정노동이 소진을 매개로 한 이직의도로의 영향관계를 살펴보고자 한다. Jang과 Kim [18]은 감정노동의 하부요인인 감정노동의 표면행위만을 변수로 사용하였기 때문에 내면행위도 별도로 검증하는 것을 제안하였다. 감정노동은 Grandey [10]가 표면행위와 내면행위의 개념이 다른 매카니즘을 통

하여 결과가 달리 나타날 수 있음을 규명하였으며, 이후 내면행위에 대하여 긍정적 효과를 낼 수 있다는 연구들이 이루어져왔다[20]. 하지만 국내 선행연구[4]에서처럼 감정노동을 감정부조화를 일으키는 부정적 개념으로서 Morris와 Feldman [21]의 측정도구를 사용하고 있다. 간호사의 특성상 업무상황에서 감정노동이 필수적인 만큼 감정노동 자체의 부정적 효과에 대하여 연구할 뿐 아니라 감정노동의 긍정적 효과까지 함께 연구함으로써, 감정노동의 활용을 통한 업무환경 개선을 위한 노력이 필요할 것이다.

소진은 Maslach와 Jackson [11]이 감정고갈, 비인격화, 자아성취감 저하의 3가지 요인으로 설명하였으며, 이 요인들이 항상 상호적인 인과관계를 갖고 있는 것이 아니라서 서로 독립적인 개념으로 측정하는 것을 권고하였다. 소진 측정도구(Maslach Burnout Inventory [MBI])의 하부요인은 감정고갈, 비인격화, 자아성취감으로 구성되어 있으나 자아성취감 점수를 역환산하여 소진을 전체적으로 합산하였거나 핵심 요소인 감정고갈만을 측정하는 연구가 대부분이었다[5,18]. 따라서 감정노동과 소진의 각 하부요인과 이직의도의 관련성을 명확하게 하고 이를 토대로 구체적인 이직의도 완화를 위한 방안을 모색하기 위한 노력이 필요하다.

이와 같이 오센틱 리더십의 중요성이 부각되고 있음에도 불구하고 국내 간호 연구분야에서 오센틱 리더십이 이직의도에 영향을 미치는 주요 변수들인 감정노동, 소진과 함께 연구된 경우는 매우 미미하였으며, 이들 관계에서의 오센틱 리더십에 대한 연구는 찾아보기 어려워 연구가 필요하다. 따라서 본 연구에서는 감정노동과 소진 사이에 오센틱 리더십의 조절효과와 더불어 감정노동이 소진을 매개로 하여 이직의도로 가는 경로에서 오센틱 리더십의 조절된 매개효과를 탐색적으로 살펴보고 이를 바탕으로 간호사의 이직의도를 줄이기 위한 효과적인 중재나 프로그램 개발을 위한 근거마련에 기여하고자 한다.

2. 연구의 목적

본 연구의 목적은 간호사의 감정노동이 이직의도에 미치는 영향에서 소진의 매개효과와 오센틱 리더십의 조절된 매개효과를 확인함으로써 효과적인 중재나 프로그램 개발을 위한 이론적 근거를 마련하는 것으로, 구체적인 연구목적은 다음과 같다.

- 1) 대상자의 이직의도, 감정노동, 소진, 오센틱 리더십의 상관관계를 파악한다.
- 2) 대상자의 감정노동이 이직의도에 미치는 영향에서 소진의 매개효과를 검증한다.
- 3) 대상자의 감정노동이 소진에 미치는 영향에서 상사의 오센틱 리더십의 조절효과를 검증한다.
- 4) 대상자의 감정노동에서 소진을 매개하여 이직의도에 미치는 영

향에서 오센틱 리더십의 조절된 매개효과를 검증한다.

3. 가설적 모형

본 연구에서는 간호사의 감정노동이 이직의도에 미치는 영향에서 소진의 매개효과와 오센틱 리더십의 조절효과를 확인하기 위하여 선행연구에 대한 문헌고찰과 Grandey [10]의 감정조절모형 및 Jourdain과 Chênevert [22]의 Job Demands-Resources 모델(이하 JD-R 모델)을 토대로 Figure 1과 같은 가설적 모형을 구축하였다.

Grandey [10]의 감정조절모형 모델에서는 감정노동의 선행상황(빈도와 기간, 다양성 및 역할)과 감정적 사건이 긍정적인지 부정적인지에 따라 감정노동(내면행위, 표면행위) 정도나 그 성격이 달라질 수 있음을 제시하였다. 또한, 감정노동은 개인적 요소(성별, 정서표현력, 정서지능, 정서상태)와 조직적 요소(직무자율성, 동료와 상사의 지지)에 의해서도 영향을 받는다고 설명하였다[10]. 감정노동으로 인한 장기적 결과는 개인적으로는 소진과 직무만족에 영향을 주고, 조직적으로는 이직 및 업무성과에 영향을 미친다고 하였다[10].

Jourdain과 Chênevert [22]의 JD-R 모델에서는 높은 수준의 직무요구(예: 역할 스트레스, 과도한 업무, 의사나 환자로부터의 적대감 등)는 비인격화와 감정고갈과 같은 소진을 유발하고, 부족한 자원(예: 역량, 의사결정 권한, 상사나 동료의 지지 등)은 감정고갈을 유발하여 조직몰입을 저하시키거나 신체·심리적 문제를 일으켜 이직의도에 영향을 미친다고 하였다.

따라서, 본 연구에서는 Jourdain과 Chênevert [22]의 JD-R 모델에서 소진이 이직의도에 영향을 준다는 관계와 Grandey [10]의 감정조절모형 모델에서 감정노동이 소진에 영향을 준다는 관계를 적용하여 본 연구의 연구모형들을 구축하는데 활용하였다. 즉, 감정노동의 부정적 결과로 소진과 이직을 유발하고 이러한 감정조절의 과정에서는 상사의 지지가 영향을 미친다는 내용을 근거로 감정노동이 소진을 매개로 하여 이직의도에 미치는 영향관계에서 상사의 오센틱 리더십의 조절관계를 구축하고, JD-R 모델에서 상사의 지지역할을 참고하여 오센틱 리더십의 조절된 매개효과를 검증하는 가설적 모형을 구축하였다.

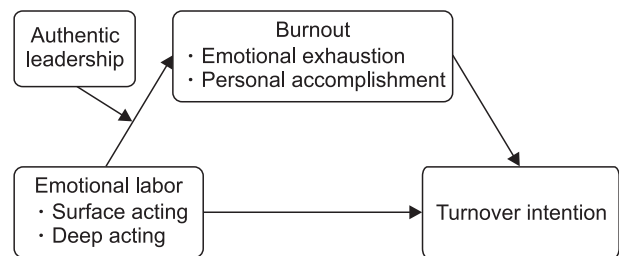


Figure 1. Conceptual framework of this study.

연구 방법

1. 연구 설계

본 연구는 대학병원에 근무하는 간호사들을 대상으로 그들이 지각하는 감정노동이 이직의도에 미치는 영향에서 소진의 매개효과 및 오센틱 리더십의 조절된 매개효과를 확인하고자 가설적 모형을 설정하여 검증하는 연구이다.

2. 연구 대상

대상자는 연구 대상 병원에 근무하고 있는 경력 1년 이상의 일반 간호사로 그 이상의 직급을 맡고 있거나 1년 미만의 신규 간호사는 대상에서 제외하였다. 신규간호사의 소진과 이직의도에 미치는 영향으로 감정노동 외에 낮은 직주만족이나 조직몰입 등의 다른 외생변수들이 영향을 미치는 것으로 나타나[23] 1년 미만의 신규간호사는 대상에서 제외 하였다.

Hair 등[24]이 제시한 기준에서 다변량 정규분포성과 추정기법에 의거하여 본 연구의 모수의 수에 15배를 곱한 값인 165명이 필요하며 일반적으로 200명이 가장 적당한 표본의 크기라고 하였다. 이에 탈락률을 고려하여 250명에게 설문지를 배부하였으며 총 238부를 수거하였다. 그 중 누락된 내용이 있거나 불성실한 답변을 한 설문지는 제외하였고, 전체 설문지중 227부가 분석에 사용되었다.

3. 연구 도구

1) 이직의도

이직의도는 Wayne 등[25]이 개발한 도구를 Lee와 Kwak [26]이 번역한 5개의 문항과 Lyons [27]의 연구를 참고하여 휴직 후 복직의사를 묻는 한 개의 문항을 추가한 총 6개의 문항으로 조사하였으며, 원저자의 허락을 받아 사용하였다.

각 문항은 ‘매우 그렇다’ 7점에서 ‘매우 그렇지 않다’ 1점인 7점 만점의 Likert 척도로 측정하였으며, 점수가 높을수록 이직의도에 대한 강도가 높음을 의미한다. 본 도구의 신뢰도 Cronbach’s α 는 개발 당시 .89였으며, Lee와 Kwak [26]의 연구에서는 .91이었고, 본 연구에서는 .86이었다.

2) 감정노동

감정노동 측정도구는 Brotheridge와 Lee [28]가 개발하고, Seo [29]가 번역한 Emotional Labor Scale [ELS]을 사용하였으며 원저자와 번역자의 허락을 받아 사용하였다. 본 도구는 하위영역 5개로 감정표현의 표면행위 3문항, 내면행위 3문항, 빈도 3문항, 강도 2문항, 다양성 4문항, 총 15문항으로 구성되었으며 본 연구에서는 핵심이 되는 하부요인인 표면행위와 내면행위만을 측정하여 자료분석에

이용하였다.

각 문항은 ‘항상 그렇다’ 5점에서 ‘전혀 그렇지 않다’ 1점인 5점 만점의 Likert척도로 측정하였으며, 점수가 높을수록 감정노동에 대한 인지정도가 높음을 의미한다. 본 도구 하위영역의 신뢰도 Cronbach’s α 는 개발당시 표면행위 .85, 내면행위 .82였으며, Seo [29]의 연구에서는 .83이었고, 본 연구에서는 표면행위와 내면행위가 각각 .72였다.

3) 소진

소진 측정도구는 Maslach와 Jackson [11]이 개발한 Maslach Burnout Inventory [MBI]를 저작권을 갖고 있는 미국의 Mind garden site를 통해 한국어 버전을 구입하여 사용하였다. 본 도구는 하위영역 3개로 감정고갈 9문항, 비인격화 5문항, 자아성취감 8문항, 총 22문항으로 구성되었다.

각 문항은 ‘매우 그렇다’ 5점에서 ‘전혀 그렇지 않다’ 1점인 5점 만점의 Likert 척도로 측정하였으며, 감정고갈과 비인격화는 점수가 높을수록, 자아성취감은 점수가 낮을수록 소진정도가 높음을 의미한다. 본 도구 하위영역의 신뢰도 Cronbach’s α 는 개발당시 감정고갈 .90, 비인격화 .79, 자아성취감 .71이었으며, 본 연구에서는 감정고갈 .85, 비인격화 .55, 자아성취감 .74이었다. 비인격화 영역의 신뢰도가 .55로 낮아서 본 연구에서는 자료분석에 포함하지 않았다.

4) 오센틱 리더십

오센틱 리더십 측정도구는 Walumbwa 등[30]이 개발한 Authentic Leadership Questionnaire [ALQ])를 저작권을 소유한 미국의 Mind garden site (<https://www.mindgarden.com/>)를 통해 한국어 버전을 구입하여 사용하였다. 본 도구는 하위영역 4개로 자아인식 4문항, 관계의 투명성 5문항, 내면화된 도덕적 시각 4문항, 균형잡힌 정보처리 3문항의 총 16문항으로 구성되었다.

각 문항은 ‘매우 빈번하게 그렇다’ 4점에서 ‘전혀 그렇지 않다’ 0점인 4점 만점의 Likert 척도로 측정하였으며, 측정점수가 높을수록 오센틱 리더십 정도가 높은 것을 의미한다[30]. 본 도구 하위영역의 신뢰도 Cronbach’s α 는 개발당시 자아인식 .79, 관계의 투명성 .72, 내면화된 도덕적 시각 .73, 균형잡힌 정보처리 .76이었으며, 본 연구에서는 .95였다.

4. 자료 수집 방법 및 윤리적 고려

본 연구는 서울시 소재 2곳의 대학병원의 임상윤리심의위원회의 승인(IRB No. KMC IRB 1603-01; IRB No. KHNM 2016-03-013)을 받은 후 진행하였으며, 자료 수집기간은 IRB 승인이후 K 대학의 한 종합병원은 2016년 3월 21일부터 4월 1일까지, K 대학의 다

른 종합병원은 2016년 4월 25일부터 5월 6일까지였다. 각 대학병원 간호부에 연구자가 직접 연구의 목적 및 자료수집 방법에 대해 설명하고 자료수집에 대한 허락을 받았고, 연구자가 직접 각 부서에 방문하여 부서장에게 연구의 목적에 대해 설명하고 동의를 구하고 설문지를 배부하였으며, 약 1주일 후에 연구자가 직접 각 병동에 방문하여 회수하였다. 설문응답에 소요된 시간은 20분 내외였으며, 설문에 대한 답례로 소정의 답례품을 제공하였다.

5. 자료 분석방법

수집된 자료를 분석하기 위하여 IBM SPSS statistics 22.0 프로그램을 이용하였다. 매개효과와 조절된 매개효과 분석 및 검증을 위해 Hayes [19]가 개발한 PROCESS macro (3.1 version)을 활용하였으며, 구체적인 방법은 다음과 같다.

1) 대상자의 일반적 특성과 변인의 기술통계량은 기술통계를 이용하여 빈도, 백분율, 평균과 표준 편차로 제시하였다.

2) 대상자의 감정노동, 오센틱 리더십, 소진, 이직의도의 상관관계를 파악하기 위해서 Pearson's correlation coefficient를 이용하여 분석하였다.

3) 매개효과란 독립변수가 매개변수를 경유하여 종속변수에 영향을 미치는 즉, 인과의 연속을 의미하며, 조절효과란 독립변수가 종속변수에 미치는 인과관계의 방향이나 크기가 조절변수의 값에 따라 달라지는 것을 뜻한다[19]. 본 연구에서는 대상자의 감정노동이 이직의도에 미치는 영향에서 소진의 매개효과와 감정노동이 소진에 미치는 영향에서 오센틱 리더십의 조절효과를 검증하기 위해서 SPSS PROCESS macro를 이용하였다. 매개효과의 통계적 유의성을 확인하기 위해 Hayes [19]의 PROCESS macro로 부트스트래핑(bootstrapping)을 실시하여 검증하였다. Sobel test의 경우 간접효과 분포의 정규성 가정으로 인하여 실제 표본분포를 반영하지 못하고, 그로 인해 검증력이 낮아진다는 한계가 있는데 반해, 부트스트래핑은 간접효과 분포의 정규성을 가정하지 않고 간접효과의 유의성이 통계적 무선오차(random error)의 결과가 아님을 확인하여 Sobel test에 비해 상대적으로 검증력이 높다고 하였다.

4) 조절된 매개효과(moderated mediation)란 조절효과와 매개효과가 통합된 개념으로 간접경로에서 조절효과가 유의한 경우, 즉 간접효과가 조절변수의 정도에 따라 달라지는 경우를 의미한다[19]. 본 연구에서는 대상자의 감정노동이 소진을 매개하여 이직의도에 미치는 영향에서 오센틱 리더십의 조절된 매개효과를 검증하기 위해서 SPSS PROCESS macro를 이용하여 분석하였다. 오센틱 리더십의 조절된 매개효과가 유의하게 나타나는 값은($\alpha=.05$) SPSS PROCESS macro의 Johnson-Neyman technique로 확인하였다.

5) 소진의 하부요인 중 비인격화의 신뢰도가 Cronbach's α .55로

낮아 항목이 삭제되면서 2개 하위영역과 감정노동의 2개 하위영역으로 나누어 분석에 포함하고 오센틱 리더십은 전체 항목 대표값으로도 분석이 가능하여 4가지 가설적 모형의 연구가설을 검증하였다.

6) 본 연구에서 변수들의 상관관계를 살펴보았을 때 경력이 이직의도 및 감정고갈과 음의 상관관계를 나타내었고, 경력에 따라 소진의 정도가 다르다고 한 선행연구[17] 결과를 참조하여, 경력이 이직의도 및 감정고갈에 미치는 영향력을 통제하고자 하였다. 따라서 본 연구의 가설적 모형에 소진과 이직의도 정도는 총 경력기간에 의해 통제되었다.

연구 결과

1. 대상자의 일반적 특성

대상자는 총 227명으로 여자가 225명(99.1%)으로 대부분이었으며, 20대가 112명(49.3%)으로 가장 많았다. 결혼상태는 미혼이 124명(54.6%)이었으며, 무교가 127명(55.9%)으로 가장 많았고, 4년제 이상 학사 소지자가 196명(86.3%)이었다. 근무경력은 4~8년이 60명(26.4%)으로 가장 많았고, 근무형태는 3교대가 185명(81.5%)로 가장 많았고, 근무부서는 외과병동이 72명(31.7%)으로 가장 많았다(Table 1).

2. 감정노동, 소진, 이직의도, 오센틱 리더십의 상관관계

이직의도는 7점 만점에 평균 4.10 ± 1.07 점이었고 소진의 감정고갈은 5점 만점에 평균 3.57 ± 0.59 점, 자아성취감은 3.38 ± 0.43 점이었다. 감정노동의 표면행위는 5점 만점에 평균 3.45 ± 0.73 점, 내면행위는 2.91 ± 0.70 점, 오센틱 리더십은 4점 만점에 2.22 ± 0.68 점이었다(Table 2).

이직의도는 감정고갈($r=.51, p<.001$), 자아성취감($r=-.24, p<.001$) 및 총 근무경력($r=-.48, p<.001$)과 유의한 상관관계를 나타내었다. 감정고갈은 표면행위($r=.37, p<.001$), 오센틱 리더십($r=-.15, p=.024$) 및 총 근무경력($r=-.18, p=.006$)과 유의한 상관관계를 나타내었다. 자아성취감은 내면행위($r=.23, p=.001$), 표면행위($r=-.17, p=.013$), 오센틱 리더십($r=.14, p=.032$) 및 총 근무경력($r=.18, p=.006$)과 유의한 상관관계가 있는 것으로 나타났다. 오센틱 리더십은 감정노동의 내면행위($r=.14, p=.037$)와 유의한 상관관계가 있었으나, 표면행위($r=-.05, p=.494$)와는 유의한 상관관계를 보이지 않았다(Table 2).

3. 감정노동과 이직의도의 관계에서 소진의 매개효과

감정노동의 표면행위는 소진의 감정고갈에 유의한 정적 영향($X \rightarrow M, b=0.31$)을 미치고, 이직의도에는 유의한 직접적인 영향

(X→Y)은 없는 것으로 나타났다. 소진의 감정고갈은 이직의도에 유의한 정적 영향(M→Y, b=0.84)을 미치는 것으로 나타났고, 오센틱 리더십은 감정고갈(W→M) 과 이직의도(W→Y)에 유의한 직접적인 영향은 없는 것으로 나타났다. 또한, 총 경력기간이 길수록 감정고갈(b=-0.01)과 이직의도(b=-0.07)는 감소하였다(Appendix 1).

감정노동이 이직의도에 미치는 영향에서 소진의 매개효과는 Fig-

ure 2와 같다. Sobel test 정규성(normality) 가정에 따른 검정력의 한계를 보완하기 위해 PROCESS macro에 의한 부트스트래핑(bootstrapping)을 이용하여 매개효과를 확인하였다. 감정노동의 표면행위와 이직의도의 관계에서 감정고갈의 매개효과는 0.27로 Bias corrected bootstrap CI (0.174, 0.364)가 0을 포함하고 있지 않아 유의하였다(Figure 2A). 감정노동의 표면행위와 이직의도의 관계에서 자아성취감의 매개효과는 0.03으로 Bias corrected bootstrap CI (0.000, 0.089)가 0을 포함하고 있어 유의하지 않았다(Figure 2B). 감정노동의 내면행위와 이직의도의 관계에서 감정고갈의 매개효과는 0.07로 Bias corrected bootstrap CI (-0.029, 0.180)가 0을 포함하고 있어 유의하지 않았다(Figure 2C). 감정노동의 내면행위와 이직의도의 관계에서 자아성취감의 매개효과는 -0.05로 Bias corrected bootstrap CI (-0.122, -0.008)가 0 (zero)을 포함하고 있지 않아 유의하였다(Figure 2D).

Table 1. General Characteristics of Participants (N=227)

Variable	Category	n (%)	M	SD
Gender	Male	2 (0.9)		
	Female	225 (99.1)		
Age (yr)	≤26	59 (26.0)	32.22	6.53
	27~30	53 (23.3)		
	31~36	56 (24.7)		
	≥37	59 (26.0)		
Marital status	Single	124 (54.6)		
	Married	103 (45.4)		
Religion	Yes	100 (44.1)		
	No	127 (55.9)		
Education	Diploma	31 (13.7)		
	≥Bachelor's	196 (86.3)		
Total career (yr)	1~3	58 (25.6)	9.11	6.45
	4~8	60 (26.4)		
	9~13	51 (22.4)		
	≥14	58 (25.6)		
Shift	3 shifts	185 (81.5)		
	D or E shift(s)	13 (5.7)		
	Night shift	4 (1.8)		
	D shift	25 (11.0)		
Department	Medicine	64 (28.2)		
	Surgical	72 (31.7)		
	Outpatient	11 (4.8)		
	Special unit	31 (13.7)		
	Oriental medicine	44 (19.4)		
	VIP ward	5 (2.2)		

D=Day; E=Evening; M=Mean; SD=Standard Deviation.

4. 감정노동이 소진에 미치는 영향에서 상사의 오센틱 리더십의 조절효과

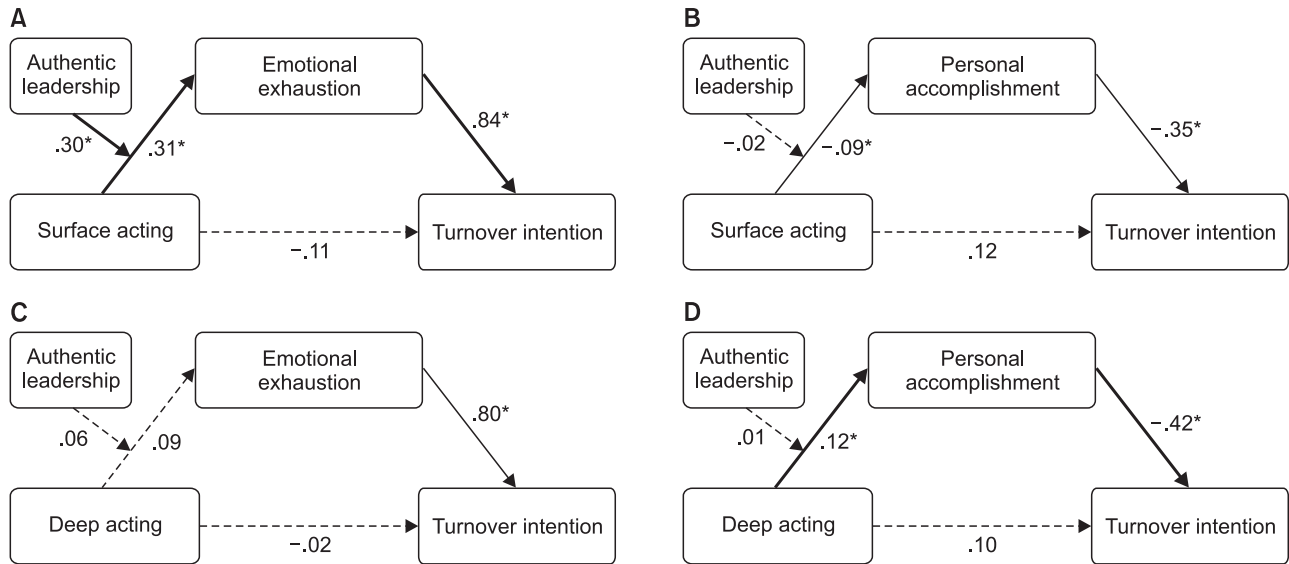
감정노동의 표면행위와 소진의 감정고갈 사이에서 오센틱 리더십의 조절효과는 유의한 것으로 나타났다(b=0.30, p<.001) (Figure 2 and Appendix 1). 더불어, 표면행위가 감정고갈에 미치는 영향에서 상사의 오센틱 리더십의 조절효과를 오센틱 리더십의 평균값인 2.25 점을 중심으로 1 표준편차를 제한 값인 1.59점과 1 표준편차를 더한 값인 2.91점에 따라 그래프로 제시하였다(Appendix 2). 오센틱 리더십이 증가할수록 표면행위가 감정고갈로 가는 부정적 영향력이 더 크게 감소하였으며, 오센틱 리더십의 긍정적 조절효과는 표면행위가 약 3.6점(표면행위의 가능한 범위값: 1~5점)을 넘기 전까지 유지됨을 확인하였다(Appendix 2). 오센틱 리더십의 조절효과는 다른 경우에는 유의하지 않았다.

Table 2. Means, Standard Deviations, and Correlations among Turnover Intention, Burnout, Emotional Labor and Authentic Leadership (N=227)

Variable	M	SD	1	2	3	4	5	6
1. Turnover intention	4.10	1.07						
2. Emotional exhaustion	3.57	0.59	.51***					
3. Personal accomplishment	3.38	0.43	-.24***	-.23**				
4. Surface acting	3.45	0.73	.11	.37***	-.17*			
5. Deep acting	2.91	0.70	.00	.08	.23**	.18**		
6. Authentic leadership	2.22	0.68	-.11	-.15*	.14*	-.05	.14*	
7. Career	9.11	6.45	-.48***	-.18**	.18**	-.03	.05	.13*

M=Mean; SD=Standard Deviation; Emotional labor includes surface acting and deep acting; Burnout includes emotional exhaustion and personal accomplishment.

*p<.05; **p<.01; ***p<.001.



All path coefficients are unstandardized regression weights; Emotional labor includes surface acting and deep acting; Burnout includes emotional exhaustion and personal accomplishment; The solid arrow line represents a significant pathway; The dotted arrow line represents an insignificant pathway; The boldfaced line means either a significant moderating effect or a significant mediating effect. * $p < .05$; ** $p < .001$.

Figure 2. Moderated mediation model testing the indirect effect of emotional labor on turnover intention through burnout moderated by authentic leadership.

5. 감정노동이 소진을 통한 이직의도에 미치는 관계에서 오센틱 리더십의 조절된 매개효과

본 연구에서는 감정노동이 소진을 통한 이직의도에 미치는 간접효과가 오센틱 리더십에 의해서 조절되는 조절된 매개효과를 확인하기 위한 분석을 실시하였다. 대상자의 감정노동이 소진을 매개하여 이직의도에 미치는 영향에서 유의하게 나타난 오센틱 리더십의 조절된 매개효과는 Figure 3과 같다. 즉, 오센틱 리더십의 조절된 매개효과는 표면행위가 감정고갈을 통한 이직의도에 미치는 관계에서만 유의하게 나타났다(Figure 3). 오센틱 리더십의 조절효과($b = .30, p < .001$)가 표면행위와 감정고갈의 관계에서만 유의하게 나타났으며, 조절된 매개효과 지수는 0.25로 Bias corrected bootstrap CI (0.114, 0.369)가 0 (zero)을 포함하지 않으므로 조절된 매개효과가 유의하였다. Johnson-Neyman 분석에 따르면, 오센틱 리더십의 조절된 매개효과가 유의하게 나타나는 값은 오센틱 리더십이 1.58점(오센틱 리더십의 가능한 범위값: 0~4점)을 초과할 때부터였으며, 오센틱 리더십이 증가할수록 오센틱 리더십의 조절된 매개효과가 더 커지는 것으로 나타났다. 즉, 표면행위가 감정고갈을 통한 이직의도에 미치는 매개효과에 오센틱 리더십이 커질수록 더 큰 긍정적 조절효과를 보였다(Figure 3).

논 의

본 연구는 간호사의 감정노동, 소진의 정도, 이직의도 및 간호사가 지각하는 상사의 오센틱 리더십의 정도를 파악하고 이들 간의 관계를 파악함으로써 이직의도를 감소시키는 중재개발의 기초 자료를 제공하기 위하여 시도되었다.

본 연구에서 나타난 감정노동, 소진, 및 이직의도의 상관관계는 간호사를 대상으로 감정노동 표면행위로 인한 감정부조화가 소진의 감정고갈에 정적 영향을 미친다고 한 선행연구[3]의 결과와 유사하였다. 또한 Jin과 Song [12]의 연구에서 표면행위가 감정고갈에 정적 영향을 미치고 자아성취감에 부적 영향을 미친다고 한 결과와도 유사하였다. 하지만 아직까지 내면행위와 자아성취감에 대한 영향관계 연구는 찾아보기 힘들거나 내면행위와 소진의 감정고갈에만 초점을 맞춰 영향관계를 살펴본 연구[3]가 대부분으로 본 연구의 결과와 비교하는데 한계가 있었다. 본 연구의 소진과 이직의도의 관계는 감정고갈과 자아성취감 저하가 이직의도에 정적 영향을 미친다는 Zhang과 Feng [6]의 결과와 유사하였다. 2년 이하의 신규간호사를 대상으로 한 연구[13]에서 감정고갈이 직무만족을 매개하여 이직의도에 영향을 미친다는 결과와 유사하였다. 국내 서비스산업종사자를 대상으로 한 Jang과 Kim [18]의 연구에서 감정고갈이 이직의도에 정적 영향을 미친다고 하여 본 연구 결과와 유사하였다. 하지만 자아성취감

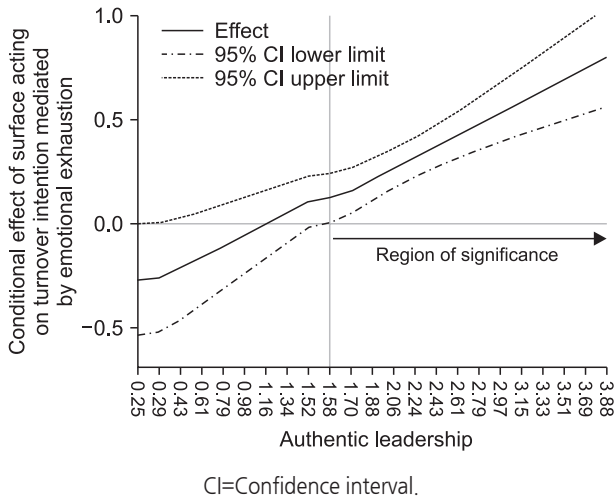


Figure 3. Conditional effect of surface acting on turnover intention mediated by emotional exhaustion according to authentic leadership level.

이 이직의도를 줄여준다는 결과는 국내에서는 찾아보기 힘들었는데, 소진의 하부요인 중 핵심이 되는 감정고갈만을 사용하여 연구했거나 자아성취감을 역환산하여 감정고갈, 비인격화와 한꺼번에 점수화하여 소진전체로 본 경우가 대부분이었기 때문으로 추정된다. Maslach와 Jackson [11]은 소진을 감정고갈, 비인격화, 자아성취감 저하로 제시하였는데, 각 하위영역은 독립적인 영역으로 측정되어야 한다고 하여 각각 따로 측정해 보는 것을 권장하였다. 따라서 소진의 각 하위영역별로 이직의도와 의 영향관계를 밝히는 반복 연구를 통해 이직의도를 줄일 수 있는 방안을 탐색해야 할 것이다.

감정노동과 이직의도 사이에서 소진의 매개효과는 표면행위가 감정고갈을 매개로 이직의도로 가는 경로와 내면행위가 자아성취감을 매개로 하여 이직의도로 가는 경로가 유의하였다. 본 연구의 결과를 바탕으로 해석해보면 간호사들이 간호업무 상황에서 느끼게 되는 감정을 솔직하게 표현하지 못하고 숨기거나 속이는 과정에서 감정적으로 소진상태에 놓이게 되고, 이로 인하여 이직의도가 올라가는 결과를 초래하는 것으로 나타났다. 반면 간호사들의 조직에서 요구되는 긍정적 이미지의 감정을 자신의 감정과 일치시키려는 노력이나 대상자의 감정을 공감하기 위해 노력하는 내면행위 정도가 클수록 자아성취감이 높아지는 것을 확인할 수 있었으며 이는 의직의도를 낮추는 것으로 나타났다.

Grandey [10]의 모형에서 감정노동은 소진의 선행인자이면서 조직으로부터 이탈하는 행위의 선행인자로 설명하였고, Jourdain과 Chênevert [22]의 JD-R 모델에서는 소진이 조직몰입을 통한 이직의도의 선행인자로 설명하였다. 이를 근거로 본 연구에서는 감정노동과 이직의도 사이에 소진의 매개효과를 검증한 결과, 간호사들이 감

정노동의 표면행위를 많이 할수록 심리적 상실상태인 감정고갈상태가 되었고, 그로 인한 업무의 성취도 부족으로 인해 자신에 대하여 부정적 평가를 하게 되는 자아성취감의 저하를 경험하는 것으로 나타났다. 결국 이러한 소진을 유발하는 환경에서 벗어나려는 생각을 하게 되는데, 이것이 이직의도라 사료된다. 또한 내면행위는 조직에서 요구되는 긍정적인 이미지의 감정을 느끼기 위한 노력으로 실제 긍정적 감정을 느낌으로써 자신에 대한 긍정적 평가가 가능해지며 결국 자아성취감이 증가하게 되고, 이로 인하여 업무의 성취도가 증가하면 이직의도가 줄어드는 것으로 나타났다. 본 연구의 매개효과를 검증한 결과는 감정노동이 심할수록 소진이 커졌으며, 이는 높은 이직의도로 이어진다는 매개효과를 제시한 Bartram 등[5]의 연구결과와 유사하였고 감정을 숨기는 표면행위를 많이 할수록 소진정도가 커졌으며 이는 이직의도를 높이는 매개효과를 보여준 Cheng 등[3]의 연구 결과와도 유사하였다.

하지만 내면행위가 자아성취감을 매개로 하여 이직의도를 줄여준다는 결과는 찾아보기 힘들었으며, Cheng 등[3]의 연구에서는 내면행위가 이직의도에 미치는 영향에서 소진의 매개효과가 유의하지 않아 본 연구결과와 달랐다. 이는 Cheng 등[3]의 연구에서 소진의 하위영역을 감정고갈과 심리적 이탈만으로 측정하여, 본 연구의 결과와 비교하는데 한계가 있었기 때문이라 사료된다. 따라서 내면행위와 이직의도의 관계에서 소진의 자아성취감의 매개효과에 대한 반복 연구를 통한 추가적인 검증이 필요하다.

감정조절모형[10]에서 감정노동의 선행상황인 감정적 사건과 감정노동이 미치는 조직의 측면의 결과인 업무성과 등이 본 연구에서 포함되지 않았다는 점에서 감정조절모형과 본 연구모형을 비교하는데 제한점이 있다. 추후연구에서 감정조절모형에서 감정노동의 선행인자를 참고로 하여 간호사의 감정노동을 유발하는 환경이나 원인을 보다 구체적으로 살펴보는 것을 제언한다. 더불어, 감정조절모형과 JD-R 모델[22]에서 모두 제시된 동료의 지지가 본 연구에서는 포함되지 않았으므로 추후 연구에서 동료의 지지를 포함할 것을 제언한다. 그리고 JD-R 모델에서는 소진의 하부요인인 비인격화와 감정고갈이 조직몰입과 신체 심리적 문제를 매개로 하여 이직의도에 영향을 미친다고 하였는데, 조직몰입은 소진과 이직의도의 유의한 음의 관계를 본 선행연구[31]를 근거로 본 연구에서는 생략하였으나, 신체-심리적 문제를 매개로 하여 감정노동과 소진이 이직의도로 가는 경로를 보는 것이 중요한 경우 이를 포함하여 검증할 것을 제언한다.

본 연구에서 간호사의 감정노동의 표면행위가 소진의 감정고갈에 미치는 영향에서 상사의 오센틱 리더십의 조절효과는 유의한 것으로 나타났다. 즉, 집단의 리더가 진정성을 더 많이 지닐수록 간호사들의 표면행위가 심리적인 상실상태인 소진에 미치는 부정적 영향력이 더 많이 줄어드는 것을 확인할 수 있었다. Grandey [10]의 모형에서는

상사의 지지가 감정노동의 선행인자로서 소진에 영향을 미친다고 하였고, JD-R 모델[22]에서는 상사의 지지가 소진의 선행인자로서 감정고갈을 줄여준다고 하였다[17]. 또한 국의 선행연구[13]에서는 오센틱 리더십이 선행인자로 소진의 감정고갈을 줄여준다고 보고되어 본 연구 결과와 유사하였다. 하지만 간호 분야 및 국외연구에서 감정노동과 소진 사이의 오센틱 리더십의 조절효과를 본 연구는 찾아보기 힘들었다. 본 연구에서는 오센틱 리더십의 조절효과를 탐색하여 소진과 이직의도를 줄일 수 있는 방안을 모색하는데 이론적 근거를 제시하였다고 할 수 있다. 더불어, 본 연구에서 오센틱 리더십의 조절효과는 간호사들의 표면행위가 3.6점을 초과하게 되면 더 이상 효과적인 영향력을 보이지 못하는 것으로 나타났다. 이는 간호사의 감정노동이 매우 심한 상태에서는 상사의 오센틱 리더십이 아무리 높아도 소진을 낮출 수 없음을 보여준다. 따라서, 감정노동의 표면행위가 매우 심한 간호사들에게는 상사 뿐 아니라 병원 차원에서 개별적인 중재를 적용함으로써 소진을 줄여주며 이직의도를 낮추기 위한 노력이 필요하다고 생각한다.

마지막으로 표면행위가 감정소진을 매개로 하여 이직의도로 가는 경로에서 오센틱 리더십의 조절된 매개효과가 유의한 것으로 나타났다. 즉, 감정을 숨기거나 속이는 표면행위를 하는 경우 감정고갈 상태가 증가되면서 이직의도를 높게 되는데, 이 과정에서 상사가 진실된 모습으로 오센틱 리더십을 발휘한다면 표면행위로 인한 감정고갈의 상태를 줄여주는 것으로 나타났다. 본 연구와 유사한 선행연구로는 Jang과 Kim [18]의 연구에서 리더-부하 교환관계가 높을수록 표면행동이 감정소진을 통하여 이직의도로 가는 경로에서 이직의도를 줄여준다고 하여 조절된 매개효과를 검증하였으며, 감정노동이 소진을 매개로 이직의도로 가는 경로에서 변혁적 리더십을 포함한 고성과 작업시스템의 조절된 매개효과를 밝힌 선행연구[5]가 있었다. 하지만 오센틱 리더십의 조절된 매개효과를 살펴본 선행연구는 찾아보기 힘들어 본 연구 결과와 비교하기 어려웠지만, 이미 조절효과에서 그 효과를 일부분 확인하였다. 또한, 본 연구에서는 Johnsson-Neyman 방법을 이용하여 감정노동이 소진을 매개로 이직의도로 가는 경로에서 오센틱 리더십의 조절된 매개효과는 오센틱 리더십이 중간 정도를 넘은 경우부터 유의한 영향력이 나타났으므로 병원의 중간관리자가 갖추어야 할 적절한 오센틱 리더십 정도는 최소 중간 이상의 수준을 유지하는 것이 필요함을 확인할 수 있었다.

본 연구의 제한점은 서울시에 소재한 일부 대학병원 일반간호사를 대상으로 시행하여 국내의 전체 간호사를 대상으로 일반화하는데 신중을 기하여야 할 것이다. 또한 자가 보고식의 설문지를 사용하여 측정하였기 때문에 개별봉투를 제공하였음에도 불구하고 상사를 의식하여 솔직한 답변을 못하였을 가능성이 있다.

본 연구는 감정노동의 내면행위의 긍정적인 측면에 대하여 검증하

였으며, 국내에서 간호사를 대상으로 한 오센틱 리더십의 효과에 대하여 감정노동의 형태에 따라 다각도로 살펴보았다는 의의가 있다. 또한, 최근 조절된 매개효과 또는 조건부 과정모델(Conditional process models)에 대한 관심이 높아지고 있는데, 이러한 방법은 구조방정식 모형과 같은 통합연구모형의 확장이 가능하다는 장점을 지닌 분석방법으로 제시되고 있다[19]. 따라서 본 연구에서는 오센틱 리더십의 조절된 매개효과를 탐색하였으며, 추후 오센틱 리더십에 대한 반복연구를 통해 다양한 방면에서 효과를 살펴보고 간호사의 소진 및 이직의도를 줄이기 위한 프로그램의 근거로 활용가능하다는 점에서 의의가 있다.

결론

본 연구는 일반간호사의 감정노동으로 인한 소진으로 이직의도를 설명하고 예측하기 위하여 Grandey [10]의 감정조절모형과 Jourdain과 Chênevert [22]의 JD-R 모델을 토대로 가설적 모형을 구축하여 검증하였다. 연구결과 감정노동의 표면행위는 감정고갈을 매개로 하여 이직의도를 유의하게 높이는 것으로 나타났고 이와 반대로 감정노동의 내면행위는 자아성취감을 높여 이직의도를 유의하게 낮추는 것으로 나타났다. 이 과정에서 오센틱 리더십은 감정노동의 표면행위가 감정고갈을 통해 이직의도로 가는 경로에서 유의한 조절된 매개효과가 있는 것으로 나타났다. 본 연구는 감정노동 내면행위의 긍정적인 측면에 대하여 확인하였다는 의의가 있다. 그러나, 감정노동의 내면행위의 긍정적인 측면에 대한 국내연구가 제한적이므로 이에 대한 반복연구를 제안한다. 또한, 본 연구는 간호사를 대상으로 소진과 이직의도를 낮추는데 상사의 오센틱 리더십이 긍정적인 효과가 있음을 검증하였으므로 병원에서 파트별로 지도자의 오센틱 리더십을 최소한 중간 이상으로 갖출 수 있도록 중간관리자 양성 프로그램을 통해 역량개발을 돕는 것이 필요함을 제안한다. 또한, 본 연구의 결과와 같이 오센틱 리더십의 긍정적 조절효과가 작용할 수 없는 감정노동의 표면행위가 높은 상태의 간호사들을 위해 병원 차원에서 체계적이고 개별화된 중재 프로그램의 개발 역시 필요할 것이다. 본 연구의 결과는 궁극적으로 간호사의 이직률을 줄여 인력부족으로 인한 간호의 질 저하를 방지하는데 도움이 될 것으로 사료된다.

CONFLICTS OF INTEREST

The authors declared no conflict of interest.

REFERENCES

1. Ministry of Health and Welfare (MOHW). Work environment of nurses and treatment improvement countermeasure [Internet]. Sejong: MOHW; c2018 [cited 2018 Jun 1]. Available from: <http://www.mohw.go.kr>.
2. Lee SY. Expansion of hospital staff: Top priority for promoting patient safety. Seoul: Public Policy Institute for People; c2015 [cited 2018 Dec 15]. Available from: http://www.ppi.or.kr/board_BHCY31/1138.
3. Cheng C, Bartram T, Karimi L, Leggat SG. The role of team climate in the management of emotional labour: Implications for nurse retention. *Journal of Advanced Nursing*. 2013;69(12):2812–2825. <https://doi.org/10.1111/jan.12202>
4. Lee MA, Kim E. Influences of hospital nurses' perceived reciprocity and emotional labor on quality of nursing service and intent to leave. *Journal of Korean Academy of Nursing*. 2016;46(3):364–374. <https://doi.org/10.4040/jkan.2016.46.3.364>
5. Bartram T, Casimir G, Djurkovic N, Leggat SG, Stanton P. Do perceived high performance work systems influence the relationship between emotional labour, burnout and intention to leave? A study of Australian nurses. *Journal of Advanced Nursing*. 2012;68(7):1567–1578. <https://doi.org/10.1111/j.1365-2648.2012.05968.x>
6. Zhang Y, Feng X. The relationship between job satisfaction, burnout, and turnover intention among physicians from urban state-owned medical institutions in Hubei, China: A cross-sectional study. *BMC Health Services Research*. 2011;11:235. <https://doi.org/10.1186/1472-6963-11-235>
7. Karimi L, Leggat SG, Donohue L, Farrell G, Couper GE. Emotional rescue: The role of emotional intelligence and emotional labour on well-being and job-stress among community nurses. *Journal of Advanced Nursing*. 2014;70(1):176–186. <https://doi.org/10.1111/jan.12185>
8. Hochschild AR. Emotion work, feeling rules, and social structure. *American Journal of Sociology*. 1979;85(3):551–575. <https://doi.org/10.1086/227049>
9. Han S. Current status of emotional labor by occupation. Seoul: Korea Research Institute for Vocational Education & Training; c2013 [cited 2018 Dec 15]. Available from: <https://www.kriv-et.re.kr/ku/da/kuBDCVw.jsp?gn=G7-E520130008>.
10. Grandey AA. Emotional regulation in the workplace: A new way to conceptualize emotional labor. *Journal of Occupational Health Psychology*. 2000;5(1):95–110. <https://doi.org/10.1037/1076-8998.5.1.95>
11. Maslach C, Jackson SE. The measurement of experienced burnout. *Journal of Organizational Behavior*. 1981;2(2):99–113. <https://doi.org/10.1002/job.4030020205>
12. Jin Y, Song KC. Mediating role of job burnout and moderating role of social support in the relationships among job stressors, emotional labor, and job satisfaction. *Korean Journal of Human Resource Development*. 2012;15(2):1–36.
13. Laschinger HKS, Wong CA, Grau AL. The influence of authentic leadership on newly graduated nurses' experiences of workplace bullying, burnout and retention outcomes: A cross-sectional study. *International Journal of Nursing Studies*. 2012;49(10):1266–1276. <https://doi.org/10.1016/j.ijnurstu.2012.05.012>
14. Maslove L, Fooks C. Our health, our future: Creating quality workplaces for Canadian nurses: A progress report on implementing the final report of the Canadian Nursing Advisory Committee [Internet]. Ottawa (ON): Canadian Policy Research Networks; c2004 [cited 2018 Dec 15]. Available from: <http://www.cwhn.ca/en/node/25288>.
15. Avolio BJ, Gardner WL, Walumbwa FO, Luthans F, May DR. Unlocking the mask: A look at the process by which authentic leaders impact follower attitudes and behaviors. *The Leadership Quarterly*. 2004;15(6):801–823. <https://doi.org/10.1016/j.leaqua.2004.09.003>
16. Shirey MR. Authentic leaders creating healthy work environments for nursing practice. *American Journal of Critical Care*. 2006;15:256–267.
17. Yun J. Authentic leadership of head nurse, burnout and job satisfaction of nurse: Mediating effect of positive psychological capital [master's thesis]. Busan: Pusan National University; 2016. p. 1–70.
18. Jang J, Kim H. Surface acting, emotional exhaustion and turnover intention: A moderated mediation model of leader-member exchange. *Korean Journal of Business Administration*. 2016;29(7):1129–1150. <https://doi.org/10.18032/kaaba.2016.29.7.1129>
19. Hayes AF. Introduction to mediation, moderation, and conditional process analysis: A regression-based approach. 2nd ed. New York: The Guilford Press; 2018. p. 1–112, 393–468.
20. Cottingham MD, Erickson RJ, Diefendorff JM. Examining men's status shield and status bonus: How gender frames the emotional labor and job satisfaction of nurses. *Sex Roles: A Journal of Research*. 2015;72(7–8):377–389. <https://doi.org/10.1007/s11199-014-0419-z>
21. Morris JA, Feldman DC. The dimensions, antecedents, and consequences of emotional labor. *The Academy of Management Review*. 1996;21(4):986–1010. <https://doi.org/10.2307/259161>
22. Jourdain G, Chênevert D. Job demands-resources, burnout and intention to leave the nursing profession: A questionnaire survey. *International Journal of Nursing Studies*. 2010;47(6):709–722. <https://doi.org/10.1016/j.ijnurstu.2009.11.007>
23. Cho YK. A structural equation model on new graduate nurses' turnover intentions and turnover [dissertation]. Seoul: Ewha

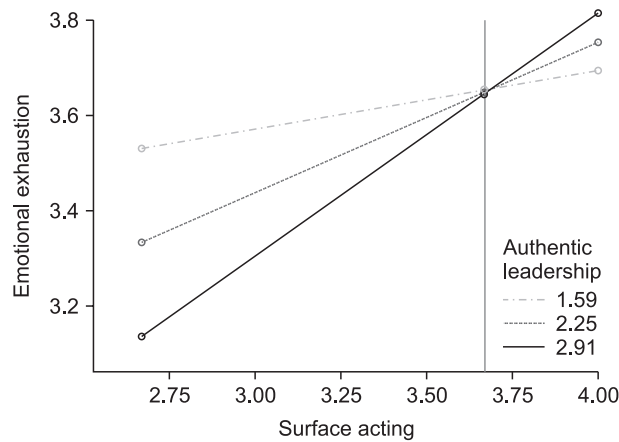
- Woman's University; 2013. p. 1-128.
24. Hair JF, Black WC, Babin BJ, Anderson RE. *Multivariate data analysis*. 7th ed. Upper Saddle River (NJ): Pearson Prentice Hall; 2010. p. 541-598.
25. Wayne SJ, Shore LM, Liden RC. Perceived organizational support and leader-member exchange: A social exchange perspective. *Academy of Management Journal*. 1997;40(1):82-111. <https://doi.org/10.5465/257021>
26. Lee J, Kwak WJ. The effect of supervisor's turnover intention on subordinate's turnover intention: Interaction effect between turnover intention, LMX and POS. *Korean Corporation Management Review*. 2017;24(3):117-136.
27. Lyons TF. Role clarity, need for clarity, satisfaction, tension, and withdrawal. *Organizational Behavior and Human Performance*. 1971;6(1):99-110. [https://doi.org/10.1016/0030-5073\(71\)90007-9](https://doi.org/10.1016/0030-5073(71)90007-9)
28. Brotheridge CM, Lee RT. Development and validation of the Emotional Labour Scale. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*. 2003;76(3):365-379. <https://doi.org/10.1348/096317903769647229>
29. Seo MR. The psychometric validation of Emotional Labor Scale with staff nurses [master's thesis]. Gwangju: Chosun University; 2013. p. 1-26.
30. Walumbwa FO, Avolio BJ, Gardner WL, Wernsing TS, Peterson SJ. Authentic leadership: Development and validation of a theory-based measure. *Journal of Management*. 2008;34(1):89-126. <https://doi.org/10.1177/0149206307308913>
31. Kim MR, Seomun GA. Relationships among burnout, job satisfaction, organizational commitment and turnover intention to resign in hospital nurses. *Korean Journal of Occupational Health Nursing*. 2013;22(2):93-101. <https://doi.org/10.5807/kjohn.2013.22.2.93>

Appendix 1. Unstandardized Regression Coefficients Estimating Emotional Exhaustion and Turnover Intention

	Emotional exhaustion (M)			Turnover intention (Y)		
	Coeff.	SE	95% CI	Coeff.	SE	95% CI
Surface acting (X)	0.31***	0.05	0.22, 0.40	-0.10	0.08	-0.26, 0.06
Emotional exhaustion (M)				0.84***	0.10	0.64, 1.04
Authentic leadership (W)	-0.07	0.05	-0.17, 0.03			
X×W	0.30***	0.07	0.16, 0.43			
Career (U)	-0.01*	0.01	-0.02, -0.01	-0.07***	0.01	-0.08, -0.05
Constant	0.14*	0.06	0.02, 0.26	0.60***	0.10	0.41, 0.79
		R ² =0.25			R ² =0.42	
		F(4, 22)=18.11, <i>p</i> <.001			F(3, 22)=52.74, <i>p</i> <.001	

All variables were mean centered; CI=Confidence Interval; Coeff.=Coefficient; SE=Standard Error; M=Mediator; U=Covariate; W=Moderator; X=Independent variable; Y= Dependent variable.

p*<.05; **p*<.001.



Appendix 2. Moderation effect of authentic leadership in the relationship of surface acting on emotional exhaustion.