

기업 종사자의 교육훈련 참여와 직무만족도 변화의 관계

김 강 호*

이 연구는 KLIPS 자료를 활용하여 기업 종사자들의 직무만족도의 변화궤적과 그에 대한 숙련수준 변화의 효과를 분석하였다. 분석결과 우리나라 종사자들은 대체로 직무만족도의 수준이 낮을 뿐만 아니라 초기 직무만족도가 높은 일자리에 있을수록 시간이 지남에 따라 직무만족도가 더 많이 낮아지는 경향이 있었다. 또한 직무만족도의 변화와 관련하여 전문대학 이하의 교육수준을 지닌 종사자의 경우 최초 직무수준과 숙련수준이 일치하는 경향이 있고, 그 결과 초기 직무만족도에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한 전문대학 이하의 교육수준을 가진 종사자의 경우에는 숙련수준과 직무수준이 일치되더라도 직무만족도의 변화가 상대적으로 크게 감소하는 반면, 4년제 대학 이상 집단의 경우에는 숙련수준과 직무수준이 일치될수록 직무만족도가 일정한 수준을 유지하는 것으로 나타났다.

1. 문제제기

능력중심사회로의 도약을 위한 여러 연구와 사회적 기반 조성을 위한 노력에도 불구하고, 능력에 대한 투명하고, 명확한 신호기제가 없는 상황은 오히려 학력에 대한 욕구를 더 높게 하고 있다. 실제로 기업의 인력채용 시 직무수행을 위한 능력을 자체적으로 측정하기보다는 경력 혹은 학력을 더 고려하고 있는 실정이다(김현수 외, 2007; 한국노동연구원, 2002). 그러나 학교 교육과정을 통한 직업능력개발은 현실의 기업의 요구와는 괴리되어 온 것 또한 사실이다. 더욱이 점차 단순 기능인력보다는 지식근로자 혹은 고숙련 근로자를 요구하는 산업구조의 변화 속에서 보다 심도있는 지식과 기술을 갖춘 인력을 확보하고 양성하는 것은 학교뿐만 아니라 기업에도 그 책무성이 있다고 할 수 있다. 특히 산업구조의 고도화로 노동시장의 구조 역시 지식기반산업의 고용 증가로 이어지는 상황에서 인력의 숙련화는 기업의 경쟁력 확보에 필수적인 요소가 되었다(나승일, 정철영, 김재식, 1999). 이러한 산업구조의 변화 속에서 기업이 요구하는 인력의 자질 또한 개인적인 능력뿐만 아니라 협력적인 업무수행능력 등 복잡해지고, 추상적인 형태로 바뀌고 있다(전국경제인연합회, 2003). 하지만, 기업의 요구하는 인력의 자질의 변화 속도에 비해 학교교육을 통한 능력개발은 그 속도가

* 서울대학교·농업생명과학연구원 연구원

더디고, 개발되는 능력 또한 현실과 괴리된 것도 사실이다. 점차 산업구조가 복잡해지고 전문화 되면서 다양한 직업능력, 예를 들어 모든 직업에 기본적으로 필요한 기초직업능력부터 특정 산업이나 직업분야에 필요한 직업능력까지 다양한 능력들이 요구됨에도 불구하고(나승일, 김주섭, 김주일, 정연양, 2006), 학교교육만을 통해서만 기업이 바라는 숙련된 인력이 양성되지 못하고 있기 때문이다. 이로 인해 학교교육 외적으로 기업에서 교육훈련을 통한 인력의 숙련화가 수반되며, 오히려 학교보다 기업에서 이루어지는 다양한 형태의 교육훈련을 통해 기업 자체적으로 직무에 부합하는 능력을 개발하는 방향으로 나아가고 있다.

기업이 교육훈련에 투자하는 가장 큰 목적은 더 많은 숙련인력을 확보하기 위해서이다(OECD, 2004). 이는 기업이 종사자들의 교육훈련에 더 많은 비용을 투자하는 요인이다. 특히 기업에서 특수숙련에 비해 일반숙련에 대한 교육훈련에 더 많은 투자를 하는 것은 매우 특기할만한 현상이다. 왜냐하면 일반숙련은 대개 학교 교육과정을 통해 형성되며(김영생 외, 2006), 기업보다는 개인이 비용을 지불하는 특성을 지니기 때문이다(Becker, 1993). 이는 학교 교육과정이 직업세계로의 진입에 필요한 일반숙련을 제대로 형성시키지 못하는데 그 원인이 있다고 할 수 있다. 하지만, 생산성의 향상은 단순히 인력의 숙련화를 통해서만 가능한 것은 아니다. 즉, 개인이 지닌 숙련수준과 직무 간의 불일치는 임금, 내부적 고용가능성, 고용기회의 범위, 직무만족도 등에 영향을 미치고, 이는 곧 기업의 성과에도 영향을 미치게 된다(Allen & van der Velden, 2001). 특히 개인이 지닌 숙련과 직무와의 불일치 문제는 전통적으로 교육과 직무간의 불일치를 설명해 주는 대안이 되고 있다. 과거 노동시장의 성과에 영향을 미치는 주요 불일치 문제는 교육수준과 직무 간의 불일치 문제였다. 이러한 관점의 기본적인 가정은 교육수준과 직무수준이 일치될수록 생산성과 같은 성과가 더 높아진다는 것이었다. 하지만 교육수준과 직무수준간의 일치성 문제는 여러 다른 관점이 존재한다. Hartog(2000)는 일시적인 교육과 직무간의 불일치성은 불완전한 정보에 기인하며, 특히 직무수준보다 더 높은 교육수준을 가진 경우 일반적으로 학교에서 직업세계로 전환과정에서 더 많이 발생한다고 하였다. 즉, 졸업 후 첫 직장은 자신의 교육수준보다 하향된 직무에 취업하는 경향이 많으며, 이는 학교 교육과정에서 적절한 진로정보를 습득하지 못하였다는 의미를 나타낸다. 이로 인해 최근 국내에서도 졸업 후 자신의 능력과 적합한 직업을 탐색하고 취업할 수 있도록 하기 위한 진로교육프로그램에 대한 필요성이 높아지고 있다(고재성, 2006). 반면, Groot와 Brink(1996)은 직무보다 높은 교육수준을 가진 경우 대개 학교를 졸업하고, 직무와 교육수준의 일치성을 높이기 위한 일 경험이 부족한데서 그 원인을 찾았다.

이와 같이 교육수준과 직무수준간의 불일치와 그 결과는 대개 졸업 후 첫 직장에 취업하는 시기에서는 설명이 가능하지만, 오랫동안 직업세계에 있던 사람에게는 설명이 부족하다. 이로 인해 숙련형성을 위한 형식적 혹은 비형식적 교육훈련의 결과 나타나는 직무만족도 효과는 교육수준과 직무간의 불일치성에서 해석하기 보다는 여러 유형의 교육훈련을 통해 습득한 숙련과 직무 수준간의 불일치성의 관계에서 해석하는 것이 필요하다. 따라서 이 연구는 특정 시점의 교육훈련 참여를 탐색하기 보다는 보다 지속적이고 누적된 학습경험의 결과로서 형성된 숙련수준의 변화가 개인 차원의 성과인 직무만족도에 어떠한 영향을 미치는가를 구명하고자 한다. 특히 이러한 숙련수준의 형

성이 초기에 교육수준 혹은 학력에 의해 영향을 받기 때문에 아울러 그에 대한 차이가 존재하는지도 구명하고자 한다.

II. 이론적 고찰

1. 교육훈련과 숙련형성

숙련은 과거 육체적인 반복 숙달을 넘어 다양한 학습을 통해 특정 수준의 성과를 나타내는 지적 능력이 강조되는 개념으로 사용되고 있다(Winterton et al., 2005). 따라서 숙련이 지식, 학습, 능력 등의 개념과 차별적인 것은 행위의 결과와 구체적인 성과의 수준을 연계시키는데 있다. 이와 관련하여 Proctor와 Dutta(1995)는 숙련을 실행을 통해 획득되어지고 노력의 경제로 성취된 목표지향적(goal-oriented)이며, 잘 조직화된 행위(behaviors)로 정의하였다. 따라서 숙련은 특정 기능의 반복적 학습에 의한 육체적 작동의 체계화가 아닌 문제를 인식하고 분석하며, 이에 필요한 지식을 습득, 활용하여 문제해결을 지향하는 지적 과정(intellectual process)을 의미하며, 숙련의 형성은 공식적인 학습과 비공식적 학습을 통해 이루어진다. 결국 숙련은 주어진 기술 하에서 양질의 생산물을 신속 정확하게 생산해 내는 인적자원의 능력을 의미하며, 특히 장기간 훈련결과로 무의식적으로 일을 수행할 수 있는 상태를 의미한다. 즉, 숙련은 주어진 과업에 대해 숙련되어 있다는 의미를 가진다(주낙선, 김동배, 2000). 이와 같이 숙련의 형성은 다양한 형태의 교육훈련을 통해 형성되는데 일반적으로 숙련의 유형, 즉 일반숙련 혹은 특수숙련인가에 상관없이 형식적 혹은 비형식적 교육훈련 참여에 대한 관측을 통해 측정이 가능하다(Loewenstein & Spletzer, 1994).

기업이 투자하는 교육훈련은 인력의 숙련화에 목적을 두고 있다. 인적자원으로서의 숙련은 담당하는 직무요건의 특성에 따라서 학습되고 축적되는 것이기 때문에 숙련수준과 직무요건은 비슷한 수준에 있어야 하나, 실제로 직무수준과 불일치가 발생하는 사례가 많다(Haskel & Martin, 2001). 이는 노동시장에서 나타나는 숙련의 불일치성 문제이다. 숙련불일치 문제는 특히 지역과 직종(직무), 종사자 수 등에 따라 그 정도가 크다(산업자원부-한국산업기술재단, 2006). 이러한 숙련불일치를 해소하기 위해서는 그에 필요한 교육훈련이 수반되어야 하지만, 기업 종사자들의 교육훈련 참여에 대한 관심은 미흡한 실정이다. 특히 조직규모가 적을수록 교육훈련참여율이 적게 나타나고 있다. 기업의 종사자 규모에 따른 교육훈련 참여율을 조사한 금재호(2005)의 연구에 의하면, 100명 이하 기업의 경우 30% 미만의 종사자만이 교육훈련에 참여하고 있으며, 300명 이상의 기업역시 45%가량의 참여율을 보인 것으로 보고되었다.

숙련의 형성은 기업조직의 구조와 상관없이 중요한 목적이며, 학교교육을 통해 개발되지 못한 숙련을 기업에서의 체계화된 학습을 통해 형성되도록 하는 것이 중요하게 되었다(Ashton & Green, 1996). 또한 기업은 나름대로의 전통에 기반한 문화와 조직특성을 가지기 때문에 기업내부의 독특성을 반영하는 동시에 작업환경에 적응된 숙련형성 체제가 필요하다. 급변하는 시장과 기

술 등의 환경요인들은 기업조직을 보다 유연한 조직으로 변화시키고 있으며, 생산성과 품질을 개선하고 기술혁신을 증대시키도록 하는 경쟁압력으로서 영향을 미치고 있다. 이러한 경쟁압력은 생산현장의 불확실성을 증가시키며, 생산현장의 불확실성에 대한 대응전략으로서 경영자는 고숙련 전략을 채택하게 된다(주낙선, 1999). 그리고 고숙련 전략 혹은 숙련향상전략은 조직의 성과를 높이는 주요 기반이 되며, 이는 동일한 생산설비를 갖추고 있을 경우 기업조직의 생산효율은 인력이 갖추고 있는 숙련수준에 따라 차이가 발생한다(Ichinioski, 1994).

2. 교육훈련과 직무만족도

앞서 고찰한 바와 같이 숙련형성은 장기적인 교육훈련과 학습을 통한 결과로서 형성되는 특성이 있다. 특히 교육훈련을 통한 숙련형성은 단순히 종사자의 생산성 향상뿐만 아니라 이직 등의 손실을 방지하는 기능을 한다(Glick & Feuer, 1984). 이와 관련하여 Siebern-Thomas(2005)는 유럽 13개 국가를 대상으로 1994년부터 2001년까지 조사된 ECHP(European Community Household Panel) 자료를 바탕으로 교육훈련에 대한 접근성이 높을수록 직무만족도가 높다는 것을 실증하였다. 또한 박준식(1996)은 기업의 생산기술이나 노동과정이 해당 기업에 종사하는 직무만족도에 영향을 미친다고 하였다. 이는 종사자가 자신의 숙련수준과 직무수준이 부합할 때 더 높은 직무만족도를 나타낸다고 해석할 수 있다. 하지만 교육훈련과 직무만족도의 관계에 대한 연구는 다소 제한적인 부분이 있다. 직무만족도에 관한 여러 연구들(김기석, 성영신, 김철민, 1989; 김성국, 박성연, 1995; 임준철, 윤정구, 1998; 민경호, 조국행, 2002)의 경우 기업의 정책, 급여, 승진, 장래성, 역할, 공정성, 리더십, 직무자체 등 직무나 혹은 보상체제와의 관계에 대한 연구가 대부분이었다. 이는 교육훈련이 개인의 요구보다는 기업의 필요성에 의해 투자되는 경향이 있으며, 교육훈련을 이수하는 종사자 개인과 기업의 요구가 상호 일치하지 않는 경우가 많다는 것을 시사한다. 따라서 교육훈련과 직무만족도의 관계는 교육훈련 참여자와 비용 투자자 간의 요구가 어떻게 상호 보완적인 형태로 나타나는가가 판단할 필요가 있다. 즉, 교육훈련 그 자체는 개인 종사자가 수행하는 직무나 기업조직 수준의 정책이나 절차를 변화시키지 못하지만, 개인은 기업이 종사자에게 요구하는 능력향상을 위해 교육훈련에 참여한다. 따라서 교육훈련 참여에 따른 성과로서 직무만족도는 교육훈련 참여 그 자체에 있기보다는 교육훈련 참여를 통해 얻는 결과가 무엇인가에 따라 직무만족도가 변화한다고 판단할 수 있다. 이러한 관점에서 교육훈련 참여를 통한 개인의 숙련수준과 직무와의 부합성이 높을수록 직무만족도가 높다고 할 수 있다(이재규, 조영대, 1994; 노용진, 박우성, 2002). 이는 기업은 종사자에게 직무수행에 필요한 최적의 숙련수준을 갖추도록 요구하며, 더불어 개인 종사자 자신 역시 더 높은 성과를 창출하기 위해 직무수준과 숙련수준의 차이를 최소화 하는데 공통된 목적을 지닌다고 할 수 있기 때문이다. 이러한 해석은 당초 직무수준이 종사자의 숙련수준보다 낮고, 이를 교육훈련을 통해 그 차이를 좁힌다는 것을 가정한 것이다.

한편, 숙련수준과 직무만족도와의 관계와 관련하여 Johnson과 Johnson(2000)은 2개년의 종단자료를 통해 그 관계를 구명하였다. 그 결과, 숙련수준이 직무수준보다 높음에도 불구하고 직무만족

도 변화에 대한 영향은 거의 나타나지 않았는데, 이는 20년 이상의 근속자들의 표본이 많아 실제로 1년간의 차이가 명확히 나타나지 않았기 때문이다. 하지만, 직무만족도에 관련한 연구에서는 숙련수준보다는 교육수준에 더 초점을 두는 경향이 있다. 이들 연구에서는 직무수준보다 높거나 낮은 교육을 받은 사람은 직무수준과 적합한 교육을 받은 사람보다 만족도가 낮으며, 직무수준보다 높은 교육을 받은 사람은 OJT 등 일터에서의 교육훈련에 대한 기회가 더 적지만 승진과 같은 보상은 더 높다는 것을 보고하고 있다(Hersch, 1991). Battu 외(2000)는 직무수준보다 높은 교육수준을 가진 사람은 직무수준과 적합한 교육수준을 가진 사람보다 직무만족도가 현저히 낮아진다고 하였다. 또한 Green과 Tsitsianis(2005) 역시 직무수준보다 높거나 낮은 교육수준을 갖은 종사자의 경우 직무수준과 적합한 교육수준을 갖은 종사자에 비해 직무만족도가 낮아진다고 하였다. 반면, Buchel(2002)는 직무수준보다 높은 교육수준을 가진 사람과 직무수준과 적합한 교육수준을 가진 사람 간에 직무만족도의 유의한 차이는 없었다고 하였다.

직무만족도에 비해 숙련수준보다는 교육수준에 초점을 두는 이유에 대해 Jones, Jones, Latreille, & Sloane(2008)은 숙련의 유형을 통해 설명하였다. 즉, 일반숙련의 경우 직무만족도가 더 높은 곳으로 이직하기 쉽게 하기 때문에 자연스럽게 직무만족도가 높게 형성되는 반면, 특수숙련은 다른 직장으로 이직시 그 기술의 효용성이 없어지게 되기 때문에 직무만족도를 감소시킬 가능성이 많다는 것이다. 하지만, Allen과 van der Velden(2001)은 숙련수준과 직무수준간 차이를 교육수준과 관련지어 해석하였다. 그들은 자신의 교육수준보다 낮은 직무를 수행하는 사람은 교육수준과 직무수준이 부합하는 사람보다 생산성이 더 낮다고 하였다. 그들은 이러한 이유가 직무 자체가 가지는 생산성의 제한이 아니라 그 직무를 처음 맡게 되었을 때 평균보다 낮은 인적자본을 갖고 있기 때문이라고 하였다. 또한 이러한 측면에서 자신의 교육수준보다 높은 직무를 수행하는 사람은 자신의 교육수준과 적합한 직무를 수행하는 사람에 비해 평균보다 더 많은 인적자본을 갖는다고 하였다. 즉, 직무수행에 요구되는 교육수준과 종사자의 교육수준간의 차이에서 발생하는 만족도의 차이는 생산성에 기인 한다기보다는 입직당시에 고용주와의 상호간 합의에 기반 한다는 것이다. 또한 Allen과 van der Velden은 교육수준에 따른 만족도 효과는 숙련수준에서도 비슷하게 발생한다고 판단하였다. 즉, 숙련수준과 직무수준과의 불일치를 통해 교육수준의 과잉 혹은 부족에 대한 효과를 판단할 수 있다고 보았다. 이는 곧 자신의 숙련수준보다 낮은 직무를 수행하는 사람은 자신의 지식과 기술을 실제보다 적게 사용할 것이며, 반대로 자신의 숙련수준보다 높은 직무를 수행하는 사람은 그에 필요한 지식과 기술의 부족을 겪게 된다는 것이다.

그리고, 이러한 교육 혹은 숙련수준과 직무수준간의 불일치는 종사자의 직무만족도에 영향을 미치게 된다. Bauer(2004)는 영국을 제외한 유럽 15개 국가를 대상으로 고성과조직(High Performance Work Organization)의 종사자들의 경우 직무만족도가 더 높다고 하였다. 이와 같이 직무만족도에 미치는 영향요인으로서 교육수준 혹은 숙련수준이 관심대상이 되고 있지만, 명확하게 어떠한 요인이 직무만족에 영향을 미친다고 판단하기에는 다소 제한이 있다. 하지만, 우리나라의 경우 학교 교육뿐만 아니라 기업의 교육훈련 역시 일반숙련에 관한 것이 대부분을 차지하고 있고(김영생 외, 2006; 김안국, 2002), 교육수준의 경우 취업당시 고용주와의 상호합의에 의해 이루어

지기 때문에 직무만족도에 미치는 효과는 제한적일 가능성이 크다. 따라서 종사자가 학교 교육에서부터 기업에서 이루어지는 직업훈련까지의 모든 활동들을 추적하기 보다는 숙련수준이 자신이 수행하고 있는 직무와 어느 정도 일치하는가를 판단하는 것이 더 타당할 수 있다.

II. 연구방법

1. 연구모형 및 분석자료

연구목적은 달성하기 위해 이 연구에서 사용한 모형은 잠재성장모형이다. 준거변인으로서 직무만족도 변화를 설정하고, 설명변인으로서 교육훈련 참여 변화를 설정하였다. 하지만, 교육훈련 참여의 경우 교육훈련 참여에 대한 시계열적 변화를 산출하는데 제약이 있었다. 즉, 한국노동패널 조사가 이루어진 이후 표본의 교육훈련 참여가 매우 불규칙적이며, 참여정도 역시 매우 낮아 분석시 결측치가 상대적으로 많이 발생하여 분석대상의 수를 제한하는 원인이 되었다. 따라서 이 연구에서는 이론적 고찰을 통해 살펴본 바와 같이 형식적, 비형식적 교육훈련의 지속적인 참여를 통한 종사자의 숙련수준을 나타낼 수 있는 변인을 선정하였다. 이를 위해 현재 하고 있는 일과 자신의 기술(기능)수준과 비교한 문항을 변인으로 선정하였다. 연구자는 이 변인을 직무수준과 숙련수준의 부합(이하 숙련수준)로 명명하고 설명변인으로 선정하였다. 아울러 숙련수준에 따른 직무만족도의 변화와 관련한 변인으로서 선행연구에서 주로 다루고 있는 교육수준을 고려하기 위해 통제변인으로 학력을 투입하여 집단간 잠재성장모형의 차이를 분석하였다.

이 연구에서 사용된 자료는 한국노동연구원에서 실시한 한국노동패널(KLIPS)의 4-10차년도 자료이다. 이 연구에서는 교육훈련 참여에 대한 시계열적 변화를 산출하는데 제약이 있어 직무수준과 숙련수준의 적합도, 즉 숙련수준 정도를 대리 변인으로 선정하였기 때문에 실제로 교육훈련참여가 누락된 3차년도 자료를 포함시키지 않았고, 시계열의 연속성을 위해 1, 2차년도 자료 역시 분석대상에서 제외하였다. 분석자료는 4차년부터 10차년까지 조사된 자료 중 직무만족도를 측정하기 위한 문항 중 전반적인 일자리 만족도 문항(P**4321)과 숙련수준을 측정하기 위한 문항으로 현재 일 수준과 자신의 기술(기능)수준을 묻는 문항(P**4402)을 사용하였다. 분석 대상을 산출을 위해 4차 자료에서부터 10차 자료까지 임금근로자로 집계된 종사자로 한정하였으며, 이 중 연구변인에서 결측값이 있는 대상은 분석에서 제외하였다. 분석에 사용된 자료는 총 1,171명이 응답한 자료이었으며, 성별과 학력에 대한 일반적 사항은 <표 1>과 같다.

<표 1> 분석대상의 일반적 특성

구 분		빈 도	백 분 율
성별	남자	767	65.5
	여자	404	34.5
학력	전문대 이하	912	77.9
	4년제 대학 이상	259	22.1

2. 변인의 특성

직무만족도의 경우 전혀 만족하고 있지 않다(1)에서부터 매우 만족한다(5)까지 5단계 리커트 척도로 구성되어 있다. 하지만 숙련수준에 대한 문항의 경우 현재 하고 있는 일이 자신의 기술(기능) 수준과 맞는다(3)를 기준으로 낮다(1, 2)와 높다(4, 5)로 응답하도록 되어 있다. 하지만, 선행연구에서 고찰한 바와 같이 직무만족도는 자신의 직무수준과 숙련수준이 일치할 때 더 높아지는 경향이 있고, 그 외의 경우에는 반대로 직무만족도가 낮아지는 경향이 있다. 이로 인해 숙련수준을 원자료 그대로 사용할 경우에는 오히려 변인간의 상호관계 정도를 상쇄시킬 가능성이 있다. 이를 방지하기 위해 연구자는 숙련수준 변인을 역코딩 하여 현재 일의 수준이 자신의 숙련수준보다는 매우 높은 경우를 1점, 높은 편인 경우 2점, 맞는 경우를 3점으로 재코딩하였다. 이는 교육훈련을 통한 숙련수준의 향상은 현재 직무수준보다 낮은 숙련수준을 가질 때 더 명확히 나타날 것이며, 자신의 숙련수준과 직무수준이 서로 맞을 때 비로써 숙련이 형성된 것으로 판단하였기 때문이다. 직무만족도와 숙련수준의 평균, 표준편차는 <표 2>와 같이 직무만족도의 경우 지속적으로 감소하는 양상을 나타내고 있는 반면, 숙련수준은 어느 정도 상승하다가 안정화되는 양상을 나타내고 있다.

<표 2> 직무만족도와 숙련수준의 기술통계치

구 분		평 균	표준편차
직무 만족도	4차년	2.851	0.653
	5차년	2.816	0.633
	6차년	2.796	0.631
	7차년	2.760	0.642
	8차년	2.762	0.659
	9차년	2.743	0.692
	10차년	2.693	0.648
숙련수준	4차년	2.967	0.198
	5차년	2.980	0.151
	6차년	2.992	0.087
	7차년	2.989	0.105
	8차년	2.984	0.139
	9차년	2.986	0.116
	10차년	2.985	0.123

직무만족도와 숙련수준의 상관관계 분석결과는 <표 3>과 같다. 일반적으로 패널자료의 경우 시간 간격이 길수록 상관관계가 적어지는 양상을 띠는데(Blozis, Harring, Mels, 2008), 한국노동패널 자료 중 직무만족도와 숙련수준의 시계열에 따른 상관관계 역시 측정 시점의 간격이 멀수록 상관관계계수가 낮아지는 양상을 나타냈다.

<표 3> 직무만족도와 숙련수준의 상관관계

		직무만족도							숙련수준									
		4차년	5차년	6차년	7차년	8차년	9차년	10차년	4차년	5차년	6차년	7차년	8차년	9차년	10차년			
직 무 만 족 도	4차년	1																
	5차년	.343*	1															
	6차년	.352*	.379*	1														
	7차년	.333*	.356*	.438*	1													
	8차년	.313*	.331*	.442*	.497*	1												
	9차년	.341*	.308*	.365*	.468*	.518*	1											
	10차년	.319*	.363*	.342*	.432*	.469*	.516*	1										
숙 련 수 준	4차년	.041	.060*	-.013	.052	.011	-.038	.034	1									
	5차년	.031	.114*	.057	.075*	.048	.042	.017	.093*	1								
	6차년	.025	-.010	-.028	.059*	.057	.024	.064*	.084*	.053	1							
	7차년	.038	-.031	.004	.049	.036	.043	.013	.188*	.149*	.177*	1						
	8차년	.068*	.034	.040	.014	.088*	.010	.021	.167*	.066*	-.010	.105*	1					
	9차년	.052	.047	.044	.025	.047	.084*	.035	.055	.034	-.010	-.012	.145*	1				
	10차년	.099*	.095*	.070*	.094*	.102*	.124*	.080*	.014	.030	-.011	.053	.235*	.105*	1			

3. 통제변인

연구모형에 따른 분석 시 집단간 차이를 구명하기 위해 통제변인으로서 성별과 교육수준을 고려하였다. 이는 교육훈련 참여뿐만 아니라 직무만족도에 영향을 미치는 주요 변인으로 설명되고 있기 때문이다. 하지만 성별의 경우 대체로 여성의 경우 남성에 비해 교육훈련의 기회가 적지만, 성별의 경우 교육훈련 효과에 차이가 발생하는가에 대한 명확한 근거를 발견하기 어렵다(Hansson, 2008). 따라서 이 연구에서는 통제변인으로서 교육수준만을 고려하였다. 교육수준의 경우 숙련수준과 연계되어 설명되고 있기 때문에(Allen & van der Velden, 2001) 학력에 따라 두 변인 간의 관계에 차이가 발생할 가능성이 있을 것으로 가정하고 통제변인으로 설정하였다.

II. 연구 결과

1. 직무만족도와 숙련수준 잠재성장모형의 비교

<표 1>은 직무만족도와 숙련수준의 변화궤적에 대해 자료를 가장 적합하게 설명하는 모형을 탐색하기 위한 분석결과이다. 이를 위해 1차선형모형, 2차선형모형, 지수모형을 설정하고, 각 모형의 χ^2 , RMSEA, TLI, CFI, GFI 등 적합도 변화를 분석하였다. 1차 선형모형은 각 측정년도의 간격이 동일하다고 가정하고, 각년도에 대해 0, 1, 2 등의 고정값을 지정하였으며, 2차 선형모형은 4차년부터 5차년 자료에 대해 중간값인 4차년도에 센터링(centering)하여 모형을 설정하였다. 즉, 변화율의 경우 4차년 자료에는 -3을, 5차년 자료에는 -2, 6차년자료는 -1, 7차년 자료는 0, 8차년 자료는 1, 9차년 자료는 2, 10차년 자료는 3의 고정값을 지정하고, 변화율자승에 대해서는 각 고정값의 자승을 지정하였다. 그리고 지수모형 역시 4차년도에 센터링하여 모형을 설정하였으며, 초기값은 $\exp(a_1t)$ 을, 변화율은 $a_0\exp(a_1t)$ 로 지정하였다. 여기서 a_0 은 초기값을, a_1 은 변화율을 의미하며, 각 평균구조를 측정하는 관측값의 회귀행렬을 나타내도록 설정하였다.

먼저 직무만족도의 경우 2차 선형모형에서 1차 선형모형에 비해 모든 적합도 지수가 개선되었다. 특히 χ^2 의 경우 1차 선형모형과 2차 선형모형을 비교하였을 때 23.7의 변화량을 나타내어 0.05 유의수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났으며, 다른 적합도 역시 개선된 값을 나타냈다. 하지만 지수모형에서는 오히려 자료를 설명하는데 부적합한 모형으로 나타났다. 이 결과를 통해 볼 때 직무만족도의 변화궤적을 탐색하기 위한 모형은 2차 선형모형이 가장 적합한 것을 알 수 있다. 숙련수준 역시 1차 선형모형에 비해 2차 선형모형에서 통계적으로 유의미한 χ^2 변화량을 나타냈으며, RMSEA, TLI, CFI, GFI 모두 개선된 값을 산출하였다. 그러나 지수모형의 경우에는 모든 적합도 지수가 자료를 설명하는데 부적합하여 숙련수준 역시 2차 선형모형을 통해 가장 잘 설명될 수 있는 것으로 나타났다.

<표 4> 연구변인의 잠재성장 모형 적합도 비교

변인	모형	χ^2	df	RMSEA	TLI	CFI	GFI
직무만족도	1차선형 (linear)	77.30	23	0.045	0.988	0.987	0.982
	2차선형 (quadratic)	43.60	19	0.033	0.993	0.994	0.990
	지수모형 (exponential)	1122.83	25	0.194	-0.199	0.0	0.787
숙련수준	1차선형 (linear)	161.42	23	0.072	0.572	0.532	0.967
	2차선형 (quadratic)	123.87	19	0.069	0.592	0.631	0.973
	지수모형 (exponential)	758.33	25	0.158	-27.770	0.0	0.805

2. 교육수준에 따른 직무만족도와 숙련수준 변화궤적의 관계

가. 직무만족도 및 숙련수준 잠재성장모형의 공변량 및 평균구조 비교

<표 5>는 <표 4>의 결과에 더해 직무만족도 및 숙련수준 모형을 2차 선형모형으로 설정하고, 각 평균구조 행렬(α_{γ}), 측정변수 오차의 공변량행렬(Θ_{ϵ}) 및 구조오차의 공변량 행렬(Ψ)을 전문대학 이하의 학력집단과 4년제 대학 이상의 학력집단에 따라 동질 혹은 비동질적으로 설정하여 어떠한 모형이 자료를 해석하는데 적합한지를 비교한 결과이다. 모형 I은 두 집단이 구조오차의 공변량 행렬, 측정변수 오차의 공변량 행렬 및 평균구조 행렬 모두가 동일하다고 가정한 모형이며, 모형 II는 측정변수 오차의 공변량 행렬과 평균구조 행렬이 동일하다고 가정한 모형이다. 모형 III는 구조오차의 공변량 행렬과 측정변수 오차의 공변량 행렬만이 동일하다고 가정한 것이고, 모형 IV는 측정변수 오차의 공변량 행렬만이 동일하다고 가정한 것이다. 이들 네 가지 모형은 오차간 독립성과 등분산성을 가정한 모형이다. 반면 모형 V는 모형 IV와 동일한 가정을 하고 있으나, 오차의 독립성과 이분산성을 가정한 모형이다.

직무만족도의 경우 다섯 가지 모형을 비교하였을 때 전반적으로 모형 V가 자료를 해석하는데 가장 적합한 모형으로 나타났다. χ^2 의 변화량 역시 다른 모형에 비해 통계적으로 유의미하게 나타났다으며, RMSEA, TLI, CFI, GFI 모두 양호하게 산출되었다. 반면, 숙련수준의 경우에는 모든 모형에서 양호한 적합도 지수를 산출하지 못하였다. 다만 χ^2 의 변화량만을 두고 판단하였을 때, 모형 V가 다른 모형에 비해 가장 자료를 해석하는데 적합한 것으로 판단되었다.

<표 5> 교육수준에 따른 잠재성장모형의 공변량 및 평균구조 행렬 비교

변인	모형	χ^2	df	RMSEA	TLI	CFI	GFI
직무 만족도	I Ψ equal across edu. Θ_e equal across edu. a_y equal across edu. 오차 독립/등분산성	420.786	60	0.101	0.906	0.865	0.875
	II Ψ unequal across edu. Θ_e equal across edu. a_y equal across edu. 오차 독립/등분산성	283.274	54	0.0852	0.910	0.885	0.933
	III Ψ equal across edu. Θ_e equal across edu. a_y unequal across edu. 오차 독립/등분산성	127.489	57	0.0460	0.979	0.971	0.922
	IV Ψ unequal across edu. Θ_e equal across edu. a_y unequal across edu. 오차 독립/등분산성	118.844	51	0.0477	0.978	0.973	0.936
	V Ψ unequal across edu. Θ_e equal across edu. a_y unequal across edu. 오차 독립/이분산성	88.380	45	0.0406	0.984	0.982	0.954
숙련 수준	I Ψ equal across edu. Θ_e equal across edu. a_y equal across edu. 오차 독립/등분산성	1993.034	60	0.235	-2.082	0.0	0.618
	II Ψ unequal across edu. Θ_e equal across edu. a_y equal across edu. 오차 독립/등분산성	1484.925	54	0.213	-1.819	0.0	0.661
	III Ψ equal across edu. Θ_e equal across edu. a_y unequal across edu. 오차 독립/등분산성	1958.501	57	0.239	-2.212	0.0	0.626
	IV Ψ unequal across edu. Θ_e equal across edu. a_y unequal across edu. 오차 독립/등분산성	1471.806	51	0.218	-1.969	0.0	0.665
	V Ψ unequal across edu. Θ_e equal across edu. a_y unequal across edu. 오차 독립/이분산성	892.983	45	0.180	-0.749	0.0	0.706

나. 교육수준 집단별 직무만족도의 변화궤적 추정값

준거변수인 직무만족도의 변화궤적을 추론하기 위해 4차년부터 10차년까지의 측정자료에 대해 2차 선형모형에 기초한 잠재성장모형을 분석하였다. 우선, 전체집단에 대한 직무만족도의 잠재성장모형 적합도는 χ^2 를 제외하고, RMSEA=0.0333, NFI=0.989, TLI=0.993, CFI=0.994, GFI=0.990로 대체로 적합한 모형으로 나타났다. 먼저 평균값의 경우 기업 종사자들의 직무만족 초기값 전체 평균은 2.774, 변화율의 전체 평균은 -0.024이었고 모두 통계적으로 유의미하였다. 반면, 변화의 가속화 정도를 나타내는 변화율자승의 전체 평균값은 0.001로 나타났으나 통계적 유의미성은 없었다. 한편,

집단평균에서 각 개인이 벗어난 정도를 나타내는 변량값의 경우 초기값 0.195, 변화율 0.004, 변화율자승 0.001 모두 통계적으로 유의미하게 나타났다. 즉, 초기값 및 변화정도 모두에서 개인간의 차이가 나타나며, 특히 초기값의 변량이 높게 나타나 4차년 측정시기의 직무만족에 대한 개인차가 상대적으로 큰 것을 알 수 있다. 공변량의 경우 초기값과 변화율은 0.009, 초기값과 변화율자승은 -0.005로 유의미하였으나 변화율과 변화율자승의 공변량은 유의미하지 않았다. 이에 대한 해석을 위해 상관계수를 살펴보면 초기값과 변화율은 0.160으로 4차년도 측정시기의 직무만족도가 높은 종사자일수록 변화율이 더 크지만, 초기값과 변화율자승의 상관계수는 -0.501로 4차년도 측정시기의 직무만족도가 높은 종사자일수록 변화의 가속화 현상은 더 적다고 판단할 수 있다.

한편, 교육수준에 따른 두 집단간 직무만족도의 변화궤적을 분석하기 위해 오차의 독립성과 이분산성을 가정하고, 측정변수 오차의 공변량 행렬은 동일하되, 구조오차 공변량행렬과 평균구조 행렬은 다르게 설정한 2차 선형모형을 분석하였다. 그 결과 적합도 지수를 통해 판단하였을 때, 두 집단 모두 직무만족도 변화궤적에 대한 모형이 자료를 해석하는 적합한 것으로 나타났다.

전문대학 이하의 교육수준을 가진 집단의 경우 초기값의 전체 평균은 2.892이었다. 그리고 변화율은 -0.016로 유의하게 나타난 반면, 변화율자승은 -0.002로 통계적 유의미성은 나타나지 않았다. 이를 통해 4차년도 시기부터 10차년도 시기까지의 변화율은 직무만족도가 감소하는 경향을 나타내나, 감소 현상의 가속화는 나타나지 않는다고 판단할 수 있다. 변량의 경우 초기값, 변화율, 변화율자승 모두 통계적으로 유의미하였으나, 초기값이 0.148로 상대적으로 더 크게 나타나 4차년도 측정시기에 직무만족도의 개인차가 많은 것을 알 수 있다. 초기값과 변화율의 상관계수는 0.134로 4차년 시기의 직무만족도가 높은 종사자일수록 직무만족도의 변화가 크게 나타나지만, 초기값과 변화율자승의 상관계수는 -0.539로 4차년 시기의 직무만족도가 높은 종사자들의 경우 변화의 가속화 현상이 더딘 것을 알 수 있다.

마지막으로 4년제 대학 이상의 교육수준을 지닌 집단의 경우 변화율의 전체 평균값은 -0.050($p < 0.05$)인 반면, 이차 변화율 전체 평균값은 0.006($p > 0.05$)으로 전문대학 이하 교육수준 집단과 마찬가지로 전체 측정시기 동안 직무만족도가 감소하는 경향이 있는 것으로 나타났다. 변량 역시 초기값이 0.142로 변화율과 변화율자승에 비해 높게 나타나 4차년 시기의 직무만족도의 개인차가 상대적으로 높은 것을 알 수 있다. 하지만 4년제 대학 이상 교육수준을 가진 집단의 경우 초기값, 변화율, 변화율자승 간의 유의미한 상관관계는 나타나지 않았다.

<표 6> 교육수준 집단별 직무만족도 변화계적 추정값 비교

구분		전체	전문대 이하	4년제대학 이상
평균	초기값 (response level)	2.774(0.015)*	2.892(0.016)*	2.360(0.028)*
	변화율 (linear rate)	-0.024(0.003)*	-0.016(0.004)*	-0.050(0.006)*
	이차 변화율 (quadratic rate)	0.001(0.002)	-0.002(0.002)	0.006(0.003)
변량	초기값 (response level)	0.195(0.011)*	0.148(0.011)*	0.142(0.018)*
	변화율 (linear rate)	0.004(0.001)*	0.004(0.001)*	0.004(0.001)*
	이차 변화율 (quadratic rate)	0.001(0.000)*	0.001(0.000)*	0.001(0.000)*
공변량	초기값↔변화율	0.009(0.002)*	0.007(0.002)*	0.002(0.003)
	변화율↔변화율자승	0.001(0.000)	0.001(0.000)	0.001(0.000)
	초기값↔변화율자승	-0.005(0.001)*	-0.004(0.001)*	-0.003(0.002)
상관관계	초기값↔변화율	0.160	0.134	0.055
	변화율↔변화율자승	-0.095	-0.091	-0.081
	초기값↔변화율자승	-0.501	-0.539	-0.480
모형 적합도	$\chi^2(df=19)$	43.598	44.700	27.653
	RMSEA	0.0333	0.0385	0.0420
	NFI	0.989	0.979	0.961
	TLI	0.993	0.987	0.985
	CFI	0.994	0.988	0.986
	GFI	0.990	0.988	0.971

() 안은 표준오차, *는 $p < 0.05$

나. 교육수준별 집단간 숙련수준 변화가 직무만족도 변화에 미치는 영향 차이

기업종사자의 숙련수준 변화가 직무만족도 변화에 어떠한 영향을 미치는지를 판단하기 위해 4차년 시기부터 10차년까지의 숙련수준의 초기값, 변화율, 변화율자승이 직무만족도의 초기값, 변화율, 변화율자승에 미치는 영향을 분석하였다(<표 7> 참조). 그 결과 숙련수준의 초기값만이 직무만족도의 초기값에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 즉, 4차년 시기에 숙련수준이 높은 사람이 그 시기의 직무만족도에 정적인 영향을 미치지만, 직무만족도의 변화나 변화율의 가속현상에 대해서는 영향을 미치지 않는 것을 알 수 있다. 또한 숙련수준 변화가 모형에 투입됨으로써 준거변인인 직무만족도 변화에 대한 변량은 설명변인인 숙련수준 변화가 준거변인인 직무만족도 변화를 설명하고 남은 변량, 즉 예측오차의 개념으로 초기값, 변화율, 변화율자승 변량 모두 통계적으로 유의미하게 나타났다. 따라서 이 연구에서 다루지 못한 변인 중에 직무만족도의 초기값, 변화율, 변

화율자승에 영향을 미치는 변인이 존재한다는 것을 판단할 수 있다.

<표 7> 숙련수준 변화가 직무만족도 변화에 미치는 영향(전문대이하 교육수준 집단)

구분		비표준화계수	표준오차	t
숙련수준	직무만족도			
초기값	→ 초기값	2.349	0.871	2.697*
초기값	→ 변화율	0.165	0.209	0.790
초기값	→ 변화율자승	-0.001	0.100	-0.014
변화율	→ 초기값	3.200	3.265	0.980
변화율	→ 변화율	-0.884	0.786	-1.124
변화율	→ 변화율자승	0.035	0.378	0.091
변화율자승	→ 초기값	-1.414	9.372	-0.151
변화율자승	→ 변화율	2.536	2.266	1.119
변화율자승	→ 변화율자승	0.205	1.006	0.204
직무만족도	초기값	0.147	0.012	12.024*
변량	변화율	0.005	0.001	5.774*
	변화율자승	0.001	0.000	4.085*
모형 적합도	$\chi^2(df=78)=212.250$ RMSEA=0.0435 NFI=0.913 TLI=0.934 CFI=0.944 GFI=0.969			

*는 $p<0.05$

반면, 4년제 대학 이상의 교육수준을 가진 집단의 경우 숙련수준의 해당 잠재변인 모두가 직무만족도의 잠재변인을 유의미하게 설명하고 있지 못하였다. 그럼에도 불구하고, 직무만족도 변화의 변량을 살펴보면 변화율의 경우에는 통계적 유의미성이 나타나지 않았다. 즉, 4년제 대학 이상의 학력을 지닌 종사자 집단의 경우 숙련수준의 초기값, 변화율, 변화율자승을 통해 직무만족도의 변화량은 설명이 가능한 것으로 판단할 수 있다.

<표 8> 숙련수준 변화가 직무만족도 변화에 미치는 영향(4년제대학이상 교육수준 집단)

구분		비표준화계수	표준오차	t
숙련수준	직무만족도			
초기값	→ 초기값	1.416	2.081	0.681
초기값	→ 변화율	-1.220	0.686	-1.778
초기값	→ 변화율자승	0.002	0.232	0.010
변화율	→ 초기값	3.682	4.320	0.852
변화율	→ 변화율	1.375	1.307	1.052
변화율	→ 변화율자승	0.119	0.468	0.254
변화율자승	→ 초기값	6.512	6.407	1.016
변화율자승	→ 변화율	-2.506	1.700	-1.474
변화율자승	→ 변화율자승	0.436	0.670	0.651
직무만족도	초기값	0.135	0.019	6.924*
변량	변화율	0.002	0.001	1.493
	변화율자승	0.001	0.000	2.030*
모형 적합도	$\chi^2(df=78)=153.397$ RMSEA=0.0612 NFI=0.820 TLI=0.878 CFI=0.896 GFI=0.923			

*는 $p<0.05$

비록 전문대학 이하의 교육수준을 가진 종사자 집단의 경우에만 숙련수준 초기값이 직무만족도 초기값에 유의미한 영향을 미쳤으나, 두 집단 간 각 경로계수가 의미를 갖는 차이를 나타내지지를 판단하기 위해 <표 9>와 같이 등가제약모형을 설정하여 χ^2 의 변화량을 분석하였다. 그 결과 숙련수준의 초기값이 직무만족도의 변화율에 미치는 영향만이 두 집단간에 차이가 있는 것으로 나타났다. 특히 숙련수준 초기값이 직무만족도 변화율에 미치는 비표준화계수를 볼 때 전문대학 이하의 교육수준 집단에 비해 4년제 대학 이상의 교육수준 집단의 경로계수가 상대적으로 높고, 방향성 또한 다르게 나타났다. 즉, 전문대학 이하의 교육수준을 가진 종사자들의 경우 초기 숙련수준이 높을수록 직무만족도의 변화정도가 높지만, 4년제 대학 이상의 교육수준을 가진 종사자들은 초기 숙련수준 수준이 높을수록 시계열에 따른 직무만족도의 변화가 더 적어진다는 것을 알 수 있다. 이는 교육수준이 높은 사람들의 경우 초기에 자신의 숙련수준과 비슷한 직무를 수행함으로써 시간이 지남에 따라 직무만족도가 오히려 감소하지만, 전문대학 이하의 교육수준을 가진 사람들의 경우 초기에 자신의 숙련수준보다 낮은 직무를 맡게 되지만 시간이 지나면서 그에 대한 만족도가 향상된다고 판단할 수 있다. 하지만 이 연구에서는 종사자들이 수행하는 직무의 특성과 그 변화를 고려하지 않았기 때문에 좀 더 의미 있는 변인이 투입된 상태에서 해석될 필요가 있다.

<표 9> 교육수준별 집단간 등가제약 분석 결과

등가제약경로		$\chi^2(df)$	$\Delta\chi^2(\Delta df)$
숙련수준	직무만족도		
초기값	→ 초기값	1092.195(171)	0.001(1)
초기값	→ 변화율	1096.569(171)	4.274(1)*
초기값	→ 변화율자승	1092.408(171)	0.113(1)
변화율	→ 초기값	1095.636(171)	3.341(1)
변화율	→ 변화율	1091.275(171)	1.02(1)
변화율	→ 변화율자승	1092.870(171)	0.575(1)
변화율자승	→ 초기값	1092.752(171)	0.457(1)
변화율자승	→ 변화율	1091.516(171)	0.779(1)
변화율자승	→ 변화율자승	1095.131(171)	2.836(1)
불변경로계수		1092.295(170)	

*는 $p < 0.05$

III. 결론 및 제언

첫째, 직무만족도와 숙련수준의 변화궤적을 추정하는데 가장 적합한 잠재성장모형은 이차선형모형이었다. 이는 시간변화에 따라 일정한 수준의 변화뿐만 아니라 특정 시점에 변화의 정도가 급격해진다는 것을 의미한다. 특히 직무만족도의 경우 4차년도 시기의 직무만족도가 높은 종사자가 낮은 종사자에 비해 시간이 지남에 따라 만족도가 감소하는 경향이 두드러지지만, 4차년도 시기에 직무만족도가 낮은 종사자에 비해서는 감소율이 급격히 변하지 않았다. 특히 전문대학 이하의 교

육수준을 지닌 종사자의 경우 4차년도 시기의 직무만족도가 높을수록 변화율이 높은 반면 급격한 변화는 나타나지 않았다. 하지만, 4년제 대학이상의 교육수준을 지닌 종사자의 경우에는 4차년도 시기의 직무만족도의 수준과 시간에 따른 변화양상에는 상관이 없었다.

둘째, 교육수준이 낮은 집단의 경우 숙련수준의 초기값이 직무만족도의 초기값에 영향을 미치는데 반해 교육수준이 높은 집단의 경우에는 숙련수준의 변화가 직무만족도에 어떠한 영향도 미치지 않았다. 이는 전문대학 이하의 학력을 지닌 종사자들의 경우 초기에 자신의 숙련수준에 부합하는 직무를 수행하는 경향이 높고 이로 인해 직무만족도가 높게 형성된다고 판단할 수 있다. 하지만 직무만족도의 변화궤적을 고려하였을 때, 전문대학 이하의 교육수준을 지닌 사람은 초기 직무수준과 숙련수준이 부합될 경우가 많아 직무만족도가 높지만, 시간이 지남에 따라 직무만족도가 점차 감소하게 된다는 것으로 해석할 수 있다. 한편 4년제 대학 이상의 학력을 지닌 종사자의 경우에는 초기 숙련수준 및 그 변화가 직무만족도의 변화궤적에 의미있는 영향을 미치지 않아 숙련수준과 직무만족도의 관계가 명확히 나타나지 않았다.

셋째, 교육수준에 따른 집단간 경로계수의 차이를 비교하였을 때 숙련수준의 초기값이 직무만족도의 변화에 미치는 영향만이 집단간 차이가 있었다. 전문대학 이하의 교육수준을 지닌 종사자의 경우 초기 숙련수준이 높을수록 직무만족도의 변화가 많아지지만, 4년제 대학 이상의 교육수준을 지닌 종사자의 경우에는 초기 숙련수준이 높을수록 직무만족도의 변화가 적어졌다. 즉 전문대학 이하 집단의 경우에는 숙련수준과 직무수준이 일치되더라도 직무만족도의 변화가 큰 반면, 4년제 대학 이상 집단의 경우에는 숙련수준과 직무수준이 일치될수록 직무만족도가 일정한 수준을 유지하는 것으로 해석할 수 있다.

이상을 종합할 때 대체로 교육수준에 상관없이 자신의 숙련수준을 높게 인지하는 경향이 있는 것으로 판단된다. 특히 전문대학 이하의 교육수준을 지닌 종사자의 경우 맡은 직무가 자신이 보유한 기술이나 기능 수준보다 낮다고 인식하는 경향이 많은 것으로 해석할 수 있다. 반면 직무만족도는 대체로 낮게 인식하는 경향이 있었는데 이는 숙련수준이 향상될수록 직무만족도가 높아진다는 선행연구와 달리 우리나라 기업 종사자들의 경우 숙련수준에 대한 인식에 비해 직무만족도를 너무 낮게 인식함으로써 두 변인의 변화 간에 관계성이 뚜렷하게 나타나지 않게 하는 이유로 해석된다. 이는 이 연구의 제한점에 기인한다고 판단된다. 이 연구에서는 교육훈련 참여 효과를 측정할 수 있도록 숙련수준이라는 변인을 선정하였으나, 대상 표본이 입직한 시점부터 자료를 해석하지 않았다. 이로 인해 기업종사자가 직장에 취업한 시점에서 시계열적으로 추적하였을 경우에는 실제로 숙련수준의 변화가 직무만족도의 변화에 유의미한 영향을 미칠 수 있을 것으로 판단된다. 또한 선행적으로 우리나라의 경우 사회적 인식이나 제약으로 인해 대체로 자신의 숙련수준보다 더 낮은 직장에 취업하는 경향이 많기 때문에 실제로 숙련수준의 변화가 직무만족도의 변화에 미치는 영향은 미미할 가능성이 있다. 이는 분석자료의 평균값을 통해서도 판단할 수 있다. 즉, 숙련수준이 1에서 3점까지의 구간에서 7개년간의 숙련수준 정도가 거의 3점에 가깝게 나타나고 있었다. 또한 이 연구의 결과에서 나타난 바와 같이 직무만족도는 시간이 지남에 따라 점차 감소하는 경향이 있었는데, 이 역시 자신의 현 숙련수준보다 낮은 직무를 담당하고 있다고 인식하는데서 비롯된 것이라

고 판단된다. 따라서 향후 연구에서는 직무만족도에 대한 세분화된 탐색이 필요할 것으로 판단된다. 왜냐하면 이 연구에서는 직무만족도를 전반적인 일자리만족도로 측정하였기 때문에 앞서 진술한 제한점이 그대로 나타날 가능성이 크다. 오히려 실제 임금이나 객관적인 능력수준을 측정할 수 있는 변인을 선정하여 상호간의 관계를 탐색한다면 더 많은 정보를 발견할 수 있을 것으로 생각된다.

참고문헌

- 고재성 (2006). 「대학 진로서비스 평가준거 개발」, 서울대학교대학원 박사학위논문.
- 금재호. (2005), 「고용보험의 발전방향과 재정전망」, 고용보험 발전과 재정안정화를 위한 토론회, 한국노동연구원
- 김기석, 성영신, 김철민 (1989). 「노조가치관 및 직무만족이 노조몰입에 미치는 영향」, 한국심리학회지, 2(1): 14-43.
- 김성국, 박성연 (1995). 「역할갈등 및 역할모호성이 직무만족에 미치는 영향에 관한 연구」, 산업관계연구, 5: 227-243.
- 김안국 (2002). 「교육훈련의 경제적 성과: 임금근로자를 중심으로」, 노동경제논집, 25(1): 131-160.
- 김영생, 정무권, 최영섭 (2006). 『고숙련사회와 혁신전략』. 한국직업능력개발원.
- 김현수, 박종성, 김상진, 김덕기 (2007). 『기초사무 직무분야 자격체계 및 종목 정비방안 연구』, 한국직업능력개발원.
- 나승일, 김주섭, 김주일, 정연양 (2006). 『국가직업능력표준 실용화를 위한 제도화 방안』, 노동부-한국산업인력공단.
- 나승일, 정철영, 김재식 (1999). 『산업인력구조 고도화 지원촉진법 제정방안 연구』, 교육부.
- 노용진, 박우성 (2002). 「비정규직 근로자의 직무만족 결정요인」, 인사관리연구, 26(1): 151-173.
- 민경호, 조국행 (2002). 「공정성이 조직몰입 및 직무만족에 미치는 영향에 관한 연구」, 인사관리연구, 26(3): 79-100.
- 박준식 (1996). 『생산의 정치와 작업장 민주주의』, 한울.
- 산업자원부, 한국산업기술재단 (2006). 『2005 산업기술인력 수급동향실태조사 보고서』.
- 이재규, 조영대 (1994). 「직무적합성이 직무만족과 갈등관리방법에 미치는 영향」, 경영학연구, 23(3): 313-338.
- 임준철, 윤정구 (1998). 「분배공정성과 절차공정성이 직무만족과 조직몰입에 미치는 차별적 영향에 관한 연구: 문화적 맥락이 조직성원의 행위성향에 미치는 영향을 중심으로」, 경영학연구, 27(1): 93-111.
- 주낙선, 김동배 (2000). 「숙련전략이 조직성과에 미치는 영향에 관한 연구」, 대한경영학회지 제25권, 2000. 9: 377-400
- 주낙선 (1999). 「숙련향상전략의 선행요인 및 효과에 관한 연구」, 서울대학교대학원박사학위논문.
- 한국노동연구원 (2002). 『자격취득자 실태조사 자료』.
- Allen, J. & van der Velden, R (2001). "Educational mismatches versus skill mismatches: Effects

- on wages, job satisfaction, and on-the-job search”, *Oxford Economic Papers*, 3, 434–452.
- Ashton, D. & Green, F (1996). *Education, training and the global economy*. Cheltenham: UK. Northampton: MA.
- Battu, H., Belfield, C. R., & Sloane, P. J (2000). “How well can we measure graduate over-education and its effects?”, *National Institute Economic Review*, 171, 82–93.
- Bauer, T. K (2004). “High performance workplace practices and job satisfaction: Evidence from Europ”, *IZA Discussion Paper No. 1265*, Bonn.
- Becker, G. S (1993). *Human capital: A theoretical and empirical analysis with special references to education*(3rd ed.). Chicago and London: The University of Chicago Press.
- Blozis, S. A., Harring, J. R., & Mels, G (2008). “Using LISREL to fit nonlinear latent curve models”, *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 15(2), 346–369.
- Buchel, B (2002). “The effects of overeducation on productivity in Germany: The firm's viewpoint”, *Economics of Education Review*. 21, 263–275.
- Glick, H. A. & Feuer, M. J (1984). “Employer–Sponsored training and the governance of specific human capital investments”, *Quarterly Review of Economics and Business*, 24, 91–103.
- Green, F. & Tsitianis, N (2005). “An investigation of national trends in job satisfaction in Britain and Germany”. *British Journal of Industrial Relations*, 43, 401–429.
- Groot, W. & Maassen van den Brink, H (1996). “Overshooting en verdringing op de arbeidsmarkt”. *Economisch Statistische Berichten*, 81, 74–77.
- Hansson, B (2008). “Job-related training and benefits for individuals: A review of evidence and explanations”, *OECD Education Working Papers NO. 19*, France.
- Hartog, J (2000). “Over-education and earnings: Where are we, where should we go?”, *Economics of Education Review*, 19, 131–147.
- Haskel, J. & Martin (1993). “The causes of skill shortage in Britain”, *Oxford Economic Papers*, 45, 573–588.
- Hersch, J (1991). “Education match and job match”, *Review of Economics and statistics*, 73, 140–144.
- Ichniowski, C., Shaw, K., & Prennushi, G (1995). “The effects of human resource management practices on productivity”. *NBER Working Paper 5333*. Cambridge, MA.
- Johnson, G. J. & Johnson, W. R (2000). “Perceived overqualification, positive and negative affectivity and satisfaction with work”, *Journal of Social Behavior and Personality*, 15(2), 167–185.
- Jones, M. K., Jones, R. J., Latreille, P. L., & Sloane, P. J (2008). “Training, job satisfaction and workplace performance in Britain: Evidence from WERS 2004”, *Discussion Paper No.*

- 3677, Forschungsinstitut zur Zukunft der Arbeit Institute for the Study of Labor.
- Loewenstein, M. A. & Spletzer, J. R (1994). "Informal training: A review of existing data and some new evidence", Bureau of Labor Statistics Working Paper No. 254. U. S. Department of Labor.
- OECD (2004). Employment outlook—improving skills for more and better jobs: Does training make a difference, Paris.
- Proctor, R. & Dutta, A (1995). Skill Acquisition and Human Performance. London: Sage.
- Siebern–Thomas, F (2005). Job quality in European labour markets, In Bazen, S., Lucifora, C., & Salverda, W (Eds.). Job quality and employer Behaviour. Palgrave Macmillan, Basingstoke, Hants.
- Winterton, J., Delamare Le Deist, F., & Stringfellow, E (2005). Typology of knowledge. Skill and competences: Clarification of the concept and prototype. Research Report of CEDEFOP Project.