한국심리학회지: 산업 및 조직
Korean Journal of Industrial and Organizational Psychology
2008. Vol. 21, No. 4, 705-728.

직무만족과 개인-직무 부합도가 청년근로자의 이직 결정에 미치는 영향: 사건사 분석법의 적용*

이 선 희†
충남대학교 심리학과

한국 청년근로자들의 이직 실태와 이직 결정 과정에서의 직무만족과 개인-직무 부합도의 역할에 대해 보다 정확하게 살펴보기 위해 사건사 분석법을 이용하여 4년간의 청년패널조사 자료를 분석하였다. 그 결과, 이직에 대한 직무만족의 영향력이 근속기간이 증가함에 따라 약화된다는 기존의 주장(Dickter, Roznowski, & Harrison, 1996)과는 달리 직무만족은 개인들의 이직 결정에서 지속적으로 중요한 역할을 하는 것으로 나타났다. 또한 개인의 교육수준보다 직무내용의 수준이 낮을 때 그리고 전공과 직무가 부합되지 않을 때 이직 가능성이 증가하며, 이러한 효과는 직무만족에 의해 완전히 매개되었다. 이러한 연구결과들의 시사점을 이직 연구에서의 시간적 정보의 중요성 차원에서 논의하였다.

주요어 : 자발적 이직, 직무만족, 개인-직무 부합도, 종단 연구, 사건사 분석법

---

* 본 연구결과는 충남대학교 교내 연구비 지원에 의하여 수행되었음
† 교신저자 : 이선희, 충남대학교 심리학과, sunhee_lee@cnu.ac.kr

www.kci.go.kr

자발적 이직은 이직하는 당사자뿐만 아니라 이직자가 속해 있던 조직 전체에 영향을 미치는 중요한 사건으로 산업조직 심리학자들의 오랜 관심을 받아왔다. Cascio(1991)에 따르면, 종업원의 이직은 이직자에 대한 행정 및 금전적 비용, 모집 및 채용 등 이직자 대체 비용, 대체자에 대한 교육 및 사회화 비용 등을 발생시킨다고 한다. 이외에도 자발적 이직은 남아있는 조직 구성원의 사기에 부정적인 영향을 미칠 수 있기 때문에 직접적으로 계산하기 어려운 다양한 비용을 유발하기도 한다. 실제로 종업원의 이직률이 기업의 성과(Glebbeek & Bax, 2004)와 고객만족도(Koys, 2001)에 영향을 준다는 연구결과들이 보고되기도 하였다. 한편, 이직을 많이 한 사람들은 그렇지 않은 사람들에 비해 다음 직장에서 또다시 이직할 가능성이 높고(Judge & Watanabe, 1995), 평균적으로 낮은 임금을 받는다(Munasinghe & Sigman, 2004)는 기존의 연구 결과는 이직이 개인에게도 잠재적으로 부정적인 효과를 가질 수 있음을 알려준다.

한 연구에 따르면, 첫 직장을 가진 후 첫 10년 동안 평생 경험하는 이직 횟수의 60% 이상을 경험한다고 한다(Hall, 1982: Topel & Ward, 1992에서 재인용). 이는 이직이 경력 초기에 있는 청년층의 근로자에게 보다 중요한 문제가 될 수 있음을 시사한다. 청년층의 자발적 이직을 적극적인 직업탐색과정으로 보는 견해(Topel & Ward, 1992)도 존재하지만, 직무경력이 적은 청년층의 잦은 이직은 직무 기술 숙련이나 전문적인 경력형성에 부정적인 영향을 미쳐 고용 불안정을 심화시킬 수 있다는 지적이 있다. 실제로 미국 청년 근로자들에 대한 종단자료인 The National Longitudinal Survey of Youth(NLSY)를 분석한 연구들은 개인의 특성과 노동시장의 조건 등을 통제했을 때 경력 초기의 직장 불안정성이 이후 임금 수준에 부정적인 영향을 준다고 보고하였다(Munasinghe & Sigman, 2004; Neumark, 2002).

한편, 최근 우리나라에서도 청년 근로자들의 잦은 이직에 대한 우려의 목소리가 높다. 한 채용정보 업체가 국내외 기업 1,094개사의 인사담당자를 대상으로 수행한 조사결과, 조사된 기업의 신입사원 중 약 29%가 입사한지 1년 이내에 이직한 것으로 집계되었다(동아일보, 2008). 또한 한국고용정보원의 자료에 따르면, 2006년도 우리나라 전체 자발적 이직자의 41%가 입사한 지 3년 이내인 29세 미만의 청년층으로 나타났다(한국고용정보원, 2007). 이러한 상황에도 불구하고 청년층의 노동시장에 대한 기존 연구들은 주로 취업 경로나 성공적인 취업요인에 초점을 맞추고 있어 청년층의 이직에 대한 연구는 상당히 부족하다는 지적이 있다(박정현, 류숙진, 2008). 취업에 대한 연구자들의 높은 관심은 우리나라의 심각한 청년 실업률 때문일 것이라고 추측되는 데, 최근의 한 연구는 낮은 입직률보다는 높은 이직률이 우리나라 청년층의 높은 실업률의 원인이라는 주장을 제기하기도 하였다(남재량, 2006).

이상에서 살펴본 자료들은 청년근로자의 이직행동에 대해 보다 많은 관심이 필요함을 보여주고 있다. 따라서 본 연구는 1) 우리나라 청년근로자들의 자발적 이직 실태를 살펴보고, 2) 직무만족과 이직행동간의 관계가 시간에 따라 변화하는지를 검증하며, 3) 개인과 직무간의 부합도(person-job fit)가 이직행동과 관련이 있는지, 그리고 이러한 개인-직무 부합도와 이직행동의 관계를 직무만족이 매개하는지를 검증하고자 하였다.

www.kci.go.kr

이직 행동과 시간

본 연구의 첫째 목적은 우리나라 청년근로자의 자발적 이직행동의 실태를 알아보는 것이다. 이직에 대한 기존의 연구들의 두드러진 특징 중의 하나는 이직행동 자체 보다는 이직의도에 대한 연구들이 대부분을 차지한다는 것이다. 이러한 현상은 실제적으로 이직 행동에 대한 자료 수집의 어려움 때문이라고 생각된다. 그러나 의도가 행동으로 연계되기까지는 다양한 조절변인들을 고려해야 한다는 관점(Ajzen, 2001)에서 볼 때, 이직의도와 이직행동을 동일시하기는 어려울 것이다. 실제로 한 메타분석의 결과는 이직의도가 이직행동의 가장 좋은 예측변인이기는 하지만 이 두 변인간의 상관에 대한 모집단 추정치가 .38(K=71)로 이직의도가 이직행동의 변량을 15%도 설명하지 못한다고 보고하였다(Griffeth, Hom, & Gaertner, 2000). 이러한 결과는 청년근로자의 이직 행동에 대한 보다 정확한 이해를 위해서는 이직의도가 아닌 실제 이직 행동에 대한 실증적인 연구가 절실히 요구됨을 시사한다. 따라서 본 연구에서 사용한 청년패널 자료에 대한 분석은 우리나라 청년 근로자들의 이직 행동 실태를 이해하는 데 큰 도움이 될 것으로 기대된다.

그런데 실제 이직 행동 자료를 이용한 기존의 연구들에서도 중요한 한계점이 발견된다. 즉, 대부분의 이직 연구에서는 이직행동을 이항변인으로 취급하여 특정 기간 동안 어떤 개인들이 조직을 떠났는지 아니면 아직 근무하고 있는지 여부에만 관심을 두고 있다(예: 박정현, 류숙진, 2008; 이기훈, 정성석, 2008; 임대철, 서성표, 박정은, 2006). 이러한 접근방법은 특정한 기간을 정해 이직 여부를 결정한다는 점에서 상당히 임의적이다. 예를 들어, 이직 관찰 기간이 2년인 경우, 관찰 시작 시점부터 1년 11개월 후에 이직한 사람은 이직자로, 2년 1개월 후에 이직한 사람은 비이직자로 취급하게 된다. 또한 특정 기간 내에 발생하는 모든 이직 사건이 동일하게 취급되어 누가 *언제* 조직을 떠났는지에 대한 정보가 손실된다는 제한점도 있다.

이직시점은 개인과 조직의 입장 모두에서 이직 여부 못지않게 중요한 의미를 가질 수 있다. 예를 들어, 한 조직에 입사한지 2개월 만에 발생한 이직과 입사 후 5년 만에 발생한 이직을 서로 동일하다고 간주하기는 어렵다. 이러한 취지에서 Judge와 Watanabe (1995)는 이직 행동의 발생 여부를 이직연구의 종속변인으로 이용하기보다는 입사 후 얼마 후에 이직하였는가에 초점을 맞추어야 할 것이라고 제안하였다. 따라서 본 연구에서는 이러한 기존 이직 연구들의 한계점을 극복하고 우리나라 청년 근로자들의 이직 실태를 보다 자세히 이해하기 위해 직장을 시작한 지 얼마 후에 이직행동이 발생했는가에 초점을 맞추었다.

직무만족과 이직행동 그리고 시간

직무만족은 오래전부터 이직행동의 중요한 예측변인으로 연구되어 왔고, 수많은 경험적인 자료들이 직무에 만족할수록 이직을 할 가능성이 감소한다는 것을 입증하였다(Griffeth et al., 2000). 그런데 이직과정에서의 직무만족의 역할이 근속기간에 따라 달라질 수 있다는 주장이 제기되었다(Dickter, Roznowski, & Harrison, 1996; Hom & Griffeth, 1991). 조직행동의 이론가들은 오래전부터 조직에서의 근속기간이 조직구성원과 조직 간의 관계에 중요한 영

www.kci.go.kr

향을 미칠 수 있다고 주장하였는데(Katz, 1978; Schein, 1971), 이러한 주장은 이직 결정과정에서의 중요한 역할을 하는 변인들 간의 관계가 근속기간에 의해 조절될 수 있는 가능성을 시사한다. 즉, 어떤 요인은 입사초기의 개인들이 이직을 고려할 때 중요한 영향을 미치지만 근속기간이 길어질수록 그 영향력이 감소할 수 있고, 또한 반대의 경우도 가능하다.

이러한 시간의 조절효과를 검증하기 위해 Hom과 Griffeth(1991)는 입사 3주 후 그리고 그 후 4개월의 간격을 두고 두 차례 더 예측변인에 대한 자료를 수집하고 최종적으로 입사 2년 후까지의 이직여부를 조사하는 종단 연구를 실시하였다. 연구결과, 조직에서의 근속기간에 따라 예측변인과 이직행동간의 관계의 정도가 변화하는 것이 관찰되었다. 즉, 직무만족과 이직의 유용성에 대한 지각 간의 부적 관계는 근속기간이 증가함에 따라 강해지는 반면, 직무만족과 이직에 관한 생각 간의 관계는 시간이 지남에 따라 감소하였다. Farkas와 Tetrick(1989)도 이와 유사한 연구설계를 이용하여 4년에 걸쳐 측정한 직무만족, 조직몰입, 이직의도 간의 관계가 근속기간에 따라 변화한다는 결과를 보고하였다.

그런데 이와 같은 연구들은 이직 연구에서 종단적인 자료의 중요성을 강조하는 동시에 일반적인 분석방법을 이용한 종단적인 이직 자료 연구의 한계를 명백하게 드러내고 있다. 즉, Hom과 Griffeth(1991)의 연구에서는 세 번에 걸쳐 측정된 예측변인들을 모두 이용하기 위해서 3차 측정시기 이전에 이직한 모든 참가자들의 자료를 본 분석에서 제외할 수밖에 없었는데, 이렇게 제외된 자료가 전체 표본의 30%를 넘었다. Farkas와 Tetrick(1989)의 연구에서도 유사한 상황이 발생하였다. 이러한 분석방법은 특정 시점 전에 이직한 개인들이 분석에서 제외되어 귀중한 자료가 손실될 뿐만 아니라 이러한 자료들이 체계적으로 제외되기 때문에 편중된 추정치를 얻을 수 있다는 점에서 심각한 문제를 야기할 수 있다.

종단적인 이직 자료에 대한 보다 적절한 분석 방법으로 사건사 분석법(event history analysis)이 제안되었다(Morita, Lee, & Mowday, 1989, 1993; Peter & Sheridan, 1988). 사건사 분석법은 생존분석법(survival analysis)이라고도 불리는데, 특정 사건이 발생하기까지 걸리는 시간을 모형화하는 일단의 통계적 기법들을 말한다(사건사 분석법에 대한 보다 자세한 논의는 Allison, 1984; Singer & Willet, 2003을 참조할 것). 여기서 사건(event)이란 이직과 같이 특정한 시간에 발생한 질적인 변화를 말하며, 사건사(event history)란 한 표본의 개인들에게 언제 사건이 발생했는가에 대한 종단적인 기록을 말한다(Allison, 1984). 사건사 분석법을 이직행동 연구에 적용하면, 언제 이직이 발생했는지 그리고 어떤 변인들이 특정 시점에서의 이직 가능성에 영향을 주는 지를 모형화할 수 있다(사건사 분석법을 이직행동 및 조직행동 연구에 적용한 예를 살펴보기 위해서는 Morita, Lee, & Mowday, 1989을 참고할 것).

일반적으로 사건사 자료를 분석할 때의 걸림돌 중의 하나는 관심 사건이 발생한 시점에 대한 정보가 불완전한 경우, 즉, '절단(censor)'된 자료가 존재한다는 점이다(Allison, 1984). 비록 다양한 종류의 절단 자료가 가능하지만, 이직 연구에서는 한정된 연구기간으로 인해 표본의 모든 개인이 이직할 때까지 기다릴 수 없거나, 종단적인 연구의 성격상 중도에 연구에서 탈락하여 절단 자료가 발생하는 경우가 많다. 이러한 경우, 연구자는 특정 개인에게

www.kci.go.kr

이직 사건이 발생했는지, 그리고 발생했다면 언제 발생했는가에 대한 정보를 알 수가 없다. 그런데, 사건사 분석법은 일반적인 분석방법과는 달리 각각의 시점에서 그 시점까지 이직을 경험하지 않은 개개인들에게 이직이 발생했는가의 여부를 분석하기 때문에 이직 시점이 관찰되지 않은 개인들의 자료도 버리지 않고 이용가능한 정보가 있는 시점들에 대해서는 자료를 이용할 수 있다. 이와 같이 사건사 자료의 가용한 모든 정보를 효과적으로 이용할 수 있다는 점이 사건사 분석법의 큰 장점 중의 하나라고 할 수 있다(Allison, 1984).

Dickter 등(1996)은 사건사 분석방법의 하나인 Cox 회귀분석(Cox, 1972)을 이용하여 직무만족이 개인의 근속기간과 어떠한 상호작용을 통해 이직행동에 영향을 미치는 지를 연구하였다. NLSY 자료를 이용한 이들의 연구에서 가장 흥미로운 결과는 직무만족과 이직행동간의 부적인 관계의 정도가 근속기간이 증가할수록 감소한다는 것이다. Dickter 등은 이러한 결과가 비록 직무만족이 입사 초기에는 이직행동을 결정하는 데 중요한 요인으로 작용하지만 시간이 지남에 따라 다른 요인들에 비해 그 중요성이 떨어진다는 것을 의미한다고 해석하였다.

그런데 Dickter 등(1996)의 연구에서는 최대 4년의 기간 동안 발생할 수 있는 이직행동을 예측하기 위해 직장 입사 첫해에 측정한 직무만족도를 이용했다는 점에 주목할 필요가 있다. 따라서 근속기간이 증가함에 따라 직무만족 측정 시점과 이직 사건 발생 가능 시점과의 간격이 늘어나게 된다. 일반적으로 측정하는 구인이 태도와 같이 시간에 따라 변화할 수 있는 변인일 경우에는 변인들의 측정시점 간의 시간 간격이 멀어질수록 변인들 간의 관계의 정도는 감소하는 경향이 있다(McGrath & Kelly, 1986). 실제로, 기존의 메타 연구들의 결과를 보면, 직무만족, 이직의도, 이직행동 간의 측정 간격이 증가함에 따라 변인들 간의 관계 정도가 감소한다는 것을 알 수 있다(Carsten & Spector, 1987; Hom, Caranikas-Walker, Prussia, & Griffeth, 1992). 이러한 관점에서 보면, Dickter 등의 연구에서 근속기간이 증가함에 따라 직무만족과 이직행동간의 관계가 약화된 것은 직무만족의 측정시기와 이직 사건의 발생 시간 간의 간격이 늘어났기 때문이라는 대안적인 설명이 가능해진다.

직무만족이란 한 개인이 본인의 직무에 대해 가지는 전반적인 평가(Locke, 1976)이기 때문에 이직결정에 미치는 영향은 한 개인이 그 조직에서의 근속기간과 관계없이 중요할 것이라고 기대된다. 그러나 이러한 평가는 시간과 상황에 따라 변화할 수 있기 때문에 본 연구에서는 반복측정된 직무만족 측정치를 이용하여 이직 결정 시점에 근접한 직무만족도와 이직행동간의 관계를 살펴보고자 하였다. 우선 Dickter 등(1996)의 결과를 재연하기 위해 직장 입사 첫해에 측정된 직무만족도와 근속기간간의 상호작용이 유의한 지를 검증하였다. 그리고 이러한 결과가 매해 반복 측정된 직무만족을 모형에 포함시켜 각각의 시점에 근접한 시점에서 측정된 직무만족 측정치를 이용할 때도 나타나는 지를 검증하였다. 측정시점에 따라 변인 값이 달라질 수 있는 변인을 시간의존적(time-dependent) 변인이라고 하는 데, Cox 회귀분석은 이러한 변인을 모형화할 수 있는 장점이 있다. 만약 첫 해 측정된 직무만족도와 근속기간 간의 상호작용은 유의하지만, 시간의존적 직무만족도와 근속기간 간의 상호작용이 유의하지 않다면, 이직행동에 대한 직무

www.kci.go.kr

만족의 예측력이 근속기간에 따라 감소한다는 Dickter 등의 연구결과는 측정 시간의 간격에 의한 것으로 설명될 수 있을 것이다.

가설 1. 직무만족이 높을수록 자발적 이직 가능성이 낮을 것이다.

가설 2. 시간의존적 직무만족 측정치를 이용하면 직무만족과 자발적 이직간의 관계는 근속기간과 관계없이 동일할 것이다.

개인-직무 부합도

개인-직무 부합도는 개인의 특성과 직무 특성간의 부합도를 의미하는데, 개인-환경 부합(person-environment fit)을 결정하는 다양한 요소 중의 하나라고 볼 수 있다. 기존 문헌에서는 개인-직무 부합도를 직무가 요구하는 지식, 기술, 능력 등을 개인이 어느 정도 소유했는가의 측면(job demands-worker abilities fit)과 직무의 특성이 개인의 목표, 욕구, 흥미 등을 얼마나 충족시키는가 하는 측면(worker needs-job supplies fit)으로 구분하기도 한다(Edwards, 1991). 일반적으로 개인-직무 부합도가 높을수록 개인의 직무 태도 및 행동에 긍정적인 효과를 가질 것이라고 기대된다. 최근에 실시된 메타분석 결과에 의하면, 개인-직무 부합도가 높을수록 직무만족(ρ=.56, k=47)과 조직몰입(ρ=.47, k=18)이 높고 이직의도(ρ=-.46, k=16)와 이직행동(ρ=-.08, k=8)이 낮은 것으로 나타났다(Kristof-Brown, Simmerman, & Johnson, 2005). 국내 연구들도 개인-직무 부합도가 직무태도와 관련이 있다는 결과를 보고하고 있다(최명옥, 유태용, 2005; 탁진국, 2007).

본 연구에서 청년 근로자들의 이직행동을 예측하는 요인으로 개인-직무 부합도에 관심을 갖는 이유는 본인에 적합한 직무를 탐색하는 경력 초기에 있는 청년 근로자들은 경력이 높은 근로자들에 비해 본인의 특성과 잘 맞지 않는 직무를 갖게 될 가능성이 높고, 또 이러한 요인이 이직행동에 보다 많은 영향을 미칠 수 있을 것이라는 기대 때문이다.

본 연구에서 이용한 청년패널조사에서는 개인-직무 부합도와 관련하여 '개인의 전공과 직무 내용의 부합도'와 '교육수준과 직무의 부합도'를 측정하였다. 우선, 전공과 직무내용의 부합도는 이직행동과 부적인 관계를 가질 것으로 기대된다. 이는 일반적으로 개인과 직무의 부합도가 높을수록 긍정적인 직무태도가 증가하고 이직행동이 감소한다는 기존의 연구결과를 바탕으로 한 것이다. 기존 연구에서 전공과 직무내용과의 부합도만을 별개로 하여 이직행동간의 관계를 검증한 경우는 많지 않은데, 예외적으로 이기훈과 정성석(2008)은 개인의 전공과 직무 내용의 부합도가 직무만족과 이직행동에 미치는 영향을 분석하였다. 대학 졸업 후 5년 이하의 초기 경력자들의 자료를 바탕으로 한 이 연구에서는 직무와 전공간의 부합도가 높을수록 직무만족이 높지만 이직행동은 유의하게 예측하지 못하는 것으로 나타났다. 그런데 이 연구에서는 이직을 예측하기 위한 모형에 전공-직무 부합도와 직무만족이 함께 포함하였는데, 이 때문에 전공-직무 부합도가 이직을 유의하게 예측하지 못하는 결과가 나타난 것으로 생각된다.

가설 3. 전공-직무 부합도가 높을수록 자발적 이직이 감소할 것이다.

한편 교육수준-직무내용 부합도와 이직행동

www.kci.go.kr

과의 관계를 이해하기 위해서는 교육수준과 직무내용이 부합하지 않을 때의 방향성을 고려하여야 한다. 교육수준과 직무내용이 부합하지 않은 상황은 양방향에서 가능한데, 첫째는 직무 내용이 개인의 교육수준보다 낮은 경우이고, 둘째는 직무 내용이 개인의 교육수준보다 높은 경우이다. 개인-직무 부합도의 관점에서 보면, 이 두 방향 모두 직무의 요구와 개인의 특성이 부합하지 않은 것이지만 어떤 방향에서 불일치가 존재하는가에 따라 다른 결과를 낳을 수 있을 것이다. 즉, 직무 내용이 본인의 교육 수준보다 낮다고 지각할 때는 이에 대해 불만족을 느낄 수 있으나, 이 반대의 경우에는 자신의 역량보다 더 높은 직장을 다니고 있는 것이기 때문에 불만을 느끼지 않을 것이라고 생각해 볼 수 있다. 따라서 본 연구에서는 직무수준이 개인의 교육수준보다 높을 때는 교육 수준과 직무 내용의 수준이 적합할 때와 비슷한 정도의 만족도를 느끼거나 오히려 더 만족도가 높을 수 있을 것이라고 기대하였다.

교육수준-직무 부합도와 밀접하게 관련된 연구주제가 바로 과다교육(overeducation) 혹은 하향취업(underemployment)이다(Maynard, Juseph, & Maynard, 2006). 최근 우리나라에서도 청년 근로자의 과다교육 혹은 하향취업 문제가 새로운 이슈로 떠오르고 있다. 2002년부터 2005년도까지의 청년패널조사 자료를 분석한 한 연구는 우리나라 청년층의 하양취업 규모가 24.2%라고 보고하였다(박성재, 반정호, 2007). 과다교육의 문제는 우리나라뿐만 아니라 미국과 영국 등 선진국에서도 심각한 사회문제로 대두되고 있다(McGuinness, 2006). 하향 취업에 대한 연구들은 주로 거시적인 관점에서 다루어져왔는데, 일반적으로 하향취업이 낮은 임금과 잦은 이직 등 부정적인 노동 시장 성과와 관련되는 것으로 나타났다(예: 박성재, 반정호, 2007).

한편 2006년 실시된 '대졸자 직업이동 경로조사' 1차년도 자료에서도 업무내용이 교육수준보다 낮을 때가 직무만족이 가장 낮고, 그 다음은 수준이 맞을 때, 그리고 업무내용의 수준이 교육수준보다 높을 때 직무만족이 가장 높은 것으로 나타나 교육수준-직무 부합도는 개인의 교육수준이 직무내용보다 높은 경우에서만 부정적인 결과를 나을 것이라는 가설을 지지해 주고 있다(이기훈, 정성석, 2008).

그런데 개인-직무 부합도 역시 한 개인이 새로운 조직에 적응하는 과정에서 변화할 수 있기 때문에 시간의존적 변인으로 취급하는 것이 보다 적합할 것이다. 개인-직무 부합도가 변화할 수 있는 이유는 다양한데, 첫째, 근속기간이 길어짐에 따라 직무가 변화하여 직무 요구가 변화할 수 있다. 둘째, 직무 자체가 변화하지 않더라도 시간이 지남에 따라 이에 대한 개인의 지각이 변화할 수도 있다. 또 다른 가능성은 교육수준과 같은 개인의 특성이 변화할 수도 있다. 따라서 종단적 자료를 이용하여 개인-직무 부합도를 시간의존적인 변인으로 개념화하는 것이 개인-직무 부합과 이직행동과의 관계를 보다 정확히 이해하는 데 도움이 될 것이라고 기대된다.

가설 4. 개인의 교육수준이 직무내용보다 높다고 지각한 개인들이 교육수준과 직무내용이 부합한다고 지각하는 개인들 보다 자발적 이직 가능성이 높을 것이다. 이러한 효과는 교육수준이 직무내용보다 낮다고 지각하는 경우에는 나타나지 않을 것이다.

www.kci.go.kr

개인-직무 부합도에 대한 기존 연구들의 대부분은 개인-직무 부합도가 직무만족, 이직의도, 이직 행동 등의 다양한 결과변인들과 유의미한 관련을 보인다는 것을 보여주었지만, 이들 결과 변인간의 인과적 관계에 대해서는 언급하지 않았다. 자발적 이직과 관련된 다양한 변인들이 서로 어떠한 인과관계를 갖는 지를 이해하는 것은 자발적 이직 과정에 대한 통합적 이론을 개발하는데 필수적이며, 이러한 노력은 결국 보다 효과적으로 자발적 이직을 예측하고 통제하는 데 도움이 될 수 있을 것이다.

따라서 본 연구에서는 개인-직무 부합도가 이직행동에 영향을 미치는 이유는 개인-직무 부합도가 낮으면 직무만족이 낮고 이러한 낮은 직무만족이 이직 결정에 영향을 미치기 때문이라는 매개가설을 검증하고자 하였다. 개인-직무 부합도가 직무만족 및 이직행동과 유의미한 상관을 보이며(Kristof-Brown et al., 2005), 직무만족이 이직행동의 선행변인이라는 기존 연구결과들(Griffeth et al., 2000)은 이러한 매개과정 가설에 대한 간접적인 증거를 제시하고 있다. 보다 직접적으로 Schmitt과 그 동료들은 10개의 대학에 재학 중인 대학생에 대한 설문 자료를 분석하여 학생들이 지각한 학교에 대한 부합도가 학교 만족도에 영향을 미치고, 만족도는 다시 자퇴의사를 예측함을 보여주었다(Schmitt, Oswald, Friede, Imus, & Merritt, 2008). 비록 Schmitt 등의 연구가 대학생을 대상으로 하였고 학교에 대한 지각된 부합도는 개인-직무 부합도라기보다는 개인-환경 부합도라고 볼 수 있으나, 개인-직무 부합도가 종업원들의 이직행동에 영향을 미치는 과정도 이와 유사할 것이라고 기대된다.

가설 5. 자발적 이직에 대한 전공-직무내용 부합도와 교육-직무내용 부합도의 효과는 직무만족에 의해 매개될 것이다.

방 법

이용 자료 및 표본의 특성

본 연구는 청년패널조사 자료(한국고용정보원, 2007)를 이용하였다. 이 조사는 2001년 기준 만 15세에서 29세의 청년층을 대상으로 학교 및 직업 관련 활동에 관한 다양한 자료를 매년 추적하는 우리나라 최초의 개인 단위 패널 조사이다. 이 조사는 2001년 예비조사로 시작하여 2002년부터 본격적으로 매년 추적조사를 수행해 2006년까지 진행되었다. 총 표본수는 본 조사가 실시된 2002년 5,956명, 2003년 5,119명, 2004년 5,021명, 2005년 4,764명, 2006년 4,514명으로 2006년의 표본유지율이 약 76%에 달한다[1](청년패널 조사에 대한 보다 자세한 자료는 한국고용정보원, 2007을 참조할 것).

본 연구의 표본은 2003년 취업자 중 주당 근무시간이 20시간 이상인 임금근로자로 2002년 면접이후 새로운 직장을 시작한 709명이었다. 이는 2003년 총 취업자 1,808명의 약 39%에 해당된다. 본 연구에 사용된 자료는 표본에 포함된 사람들에 대한 2003년부터 2006년까지 수집된 4년간의 종단자료이다.

본 표본에 포함된 응답자들의 45%가 남자

1) 이 유지율은 군대, 유학 등 한시적인 요인으로 표본에서 이탈한 경우인 "보류자"를 포함한 수치이다. 보류자를 제외하고 실제 자료가 수집된 유지율은 2006년에 66%(응답자 수=3,948명)이었다.

www.kci.go.kr

표 1. 본 연구의 표본 특성

	2003년		2004년		2005년		2006년	
	M	*SD*	*M*	*SD*	*M*	*SD*	*M*	*SD*
주당근무시간	50.7	11.7	49.8	10.9	48.8	11.2	48.5	9.4
월임금(만원)	113.6	43.8	130.5	49.0	147.8	53.1	168.5	64.5
근속기간(달)	5.6	3.5	16.0	4.9	28.6	4.8	40.0	4.1
교육연한(년)	13.8	1.8	13.9	1.9	14.3	1.9	14.5	2.0
정규직 비율(%)	75.6%		85.9%		87.4%		90.1%	

이고 55%가 여자이었는데, 이는 2003년의 전체 응답자에서의 성비(남자: 여자=46%:54%)와 거의 유사하였다. 본 연구의 대상이 된 직장을 시작한 평균 나이는 24.6세(표준편차=3.5)이었으며, 본 표본의 연도별 평균 주당 근무시간, 월임금, 근속기간, 교육 연한은 표 1에 제시한 바와 같다. 대체로 평균 주당 근무시간은 해마다 감소하고, 평균 월임금, 평균 근속기간, 정규직 비율은 해마다 증가하는 추세를 보였다. 이는 동일한 직장을 유지하고 있는 특정 표본에 대한 자료를 매년 추적 수집하였기 때문에 나타난 결과라고 추측된다.

측정도구

자발적 이직과 이직 시점

자발적 이직자란 면접 시의 현 직장이 이전 면접시점의 직장과 다르다고 응답한 사람들 중 이직의 이유를 비자발적 이직 이유라고 간주되는 '폐업이나 해고, 사업 종료로 인해'와 '계약기간이 만료되어서' 외에 다른 이유를 선택한 경우로 정의하였다. 자발적 이직 이유의 예로는 '하는 일이 적성에 맞지 않아서,' '보수, 승진 등의 불만 때문에' 등의 12가지가 제시되었다. 이직 시점은 이직이 발생한 년도와 월로 기록된 정보를 이용하였다.

직무만족

직무만족도는 청년패널 조사에서 직무만족도를 조사하기 위해 임금 및 소득, 일의 내용, 복지수행 등 9개의 세부항목에 대한 만족도를 5점 척도(1 ='매우 불만족', 5='매우 만족')로 측정한 자료를 이용하였다. 2003년의 자료에 대해 최대우도법을 이용한 요인분석을 실시한 결과, 스크리 도표(scree plot)와 요인부하값들을 검토할 때 1요인이 가장 적합한 것으로 판단되었다. 1요인 모형에서 각 문항의 요인부하값이 .55에서 .67로 균일하게 높았다. 따라서 이 척도를 1요인으로 보고 9개 문항의 평균점수로 직무만족도를 계산하였으며, 분석 시에는 해석을 용이하게 하기 위해 직무만족도의 표준점수를 사용하였다. 2003년에서 2006년의 자료에 대한 Cronbach's alpha는 연도별로 각각 .84, .85, .86, .86이었다.

교육 수준과 직무간의 부합도

본인의 교육 수준과 직무 내용의 부합도는 교육수준 대비 일의 내용에 대해 3점 척도(1='일의 수준이 낮다', 2='일의 수준이 맞다', 3='일의 수준이 높다')로 물은 단일 항목으로

www.kci.go.kr

측정되었다. 개인-환경 부합도는 객관적인 부합도, 주관적 부합도, 지각된 부합도 등 다양한 방법으로 측정될 수 있는 데, 청년패널조사에서 사용한 방법은 지각된 부합도라고 볼 수 있다. 개인-환경 부합도에 대한 최근의 메타분석 결과들에 의하면 지각된 부합도가 다른 측정방법들 보다 직무만족이나 이직에 대한 예측타당도가 더 높은 것으로 나타났다 (Hoffman & Woehr, 2006; Kristof-Brown et al., 2005).

본 연구에서 사용된 교육 수준 직무간 부합도 문항은 응답 척도를 고려할 때 범주변인으로 간주하는 것이 적당하였기 때문에 두 개의 더미변인을 만들었다. 더미변인 1은 응답값이 1인 경우에 1로 코딩하고 나머지 값들은 0으로 코딩함으로써 '본인의 교육수준보다 일의 수준이 낮다'는 응답과 '일의 수준과 맞다'는 응답을 구별하는 변인으로 구성하였다. 더미변인 2는 응답값이 3인 경우 1로 코딩하고 나머지 값들은 0으로 코딩함으로써 '본인의 교육수준보다 일의 수준이 높다'는 응답과 '일의 수준이 맞다'는 응답을 구별하는 것이었다. 교육수준-직무 부합도는 반복측정치를 이용한 시간의존적 변인을 이용하였다.

전공과 직무 내용간의 부합도

본인의 전공과 직무 내용간의 부합도는 전공 대비 일의 내용에 대해 3점 척도(1='전혀 맞지 않다', 2='그런대로 맞다', 3='아주 잘 맞다')로 물은 단일 항목으로 측정되었다. 회귀분석 시에는 해석을 용이하게 하기 위해 표준점수를 사용하였다. 전공-직무 부합도 역시 반복측정치를 이용한 시간의존적 변인을 이용하였다.

기타 통제 변인

이직행동에 영향을 미칠 수 있는 기타 통제변인으로 성별(0=여성, 1=남성), 교육수준(학교 다닌 년 수), 월평균 임금(만원), 해당 직장을 시작했을 때의 나이 등의 변인을 사용하였다. 이때 교육수준과 월평균 임금은 시간의존적 변인을 이용하였다.

분석 방법

본 연구의 첫째 목적은 청년패널 자료를 이용하여 우리나라 청년근로자들의 이직 실태를 알아보기 위한 것이다. 보다 구체적으로 각 개인이 직장을 시작한 시점을 원점으로 하여 시간이 지남에 따라 각각의 시점까지 이직할 가능성을 알아보고자 하였다. 이를 위해서 사건사 분석기법 중의 하나인 Kaplan-Meier 방법을 이용하여 생존함수(survival function)를 추정하였다. 생존함수는 특정 시점(t)까지 관심 사건이 발생하지 않을 확률을 나타내준다. 생존함수에 부적 로그함수를 취하면 누적 위험함수(cumulative hazard function)를 구할 수 있는데, 이는 특정 시점(t)까지 사건이 발생할 확률을 나타낸다(Singer & Willett, 2003).

연구가설들을 검증하기 위해서는 시간의존적 독립변인의 효과를 모형화할 수 있는 Cox 회귀분석을 이용하였다. 예시적으로 두 개의 독립변인을 포함한 Cox 회귀모형을 방정식으로 나타내면, $\log h(t) = a(t) + b_1x_1 + b_2x_2(t)$ 이라고 나타낼 수 있다. 여기서 Cox 회귀분석의 종속변인인 $\log h(t)$는 t라는 시점까지 사건을 경험하지 않은 개인이 그 시점에서 사건을 경험할 확률인 위험률(hazard rate)에 로그를 취한 값이다. 또한 x_1은 일반 독립변인, x_2는 시간의존적 독립변인을 나타내며, b_1과 b_2는 각

www.kci.go.kr

각의 회귀계수이다.

그런데 Cox 회귀분석에서 시간의존적 독립변인의 효과를 검증하기 위해서는 이직 사건이 발생할 수 있는 모든 시점에 시간의존적 독립변인의 값이 필요하다. 그러나 일반적으로 독립변인의 측정 간격은 사건 측정의 시간단위보다 길어 이러한 문제를 해결하기 위해 사후적인 방법을 이용하여 시간의존적 독립변인의 값을 지정하게 된다(Allison, 1984). 본 연구에서 사용한 청년패널자료의 경우, 이직 사건을 측정한 단위는 월인 반면, 직무만족도와 같은 독립변인들은 매해 간격으로 측정되었다. 이러한 경우 일반적으로는 각 시점과 가장 가까운 시점에 측정된 독립변인 값을 사용하게 된다. 그런데 직무만족의 영향이 이직행동에 영향을 미치기 위해서는 직무만족의 측정이 이직이 가능한 각 시점보다는 선행되어야 하기 때문에 각 시점에 대해 가장 근접한 *과거*의 독립변인 값을 각 시점에서의 해당 독립변인의 값으로 지정해주는 방법을 사용하였다. 예를 들어, 한 개인의 2004년도 면접에서의 직무만족도 값이 4, 근속기간이 8개월이었고, 2005년도에서의 직무만족도 값이 3, 근속기간이 18개월이었다고 하면, 8개월-18개월까지는 직무만족도 4를 이용하고 19개월 이후부터는 직무만족도 값 3을 이용한 것이다. 이러한 방법은 각 시점 마다, 현재 혹은 가장 가까운 과거의 직무만족도를 이용하여 한 개인의 이직 위험가능성을 예측할 수 있게 한다.

Cox 회귀분석의 기본 모형은 동시에 발생하는 사건(즉, ties)이 없는 자료에만 적용될 수 있다. 그러나 일반적으로는 거의 모든 사건사 자료는 동시 발생 사건이 존재하는데 이런 문제를 해결하기 위한 근사법(approximation)들이 제안되었다. 본 연구에서는 이러한 근사법 중의 하나인 정확법(EXACT method)을 이용하였다. 이 방법은 비록 동시 발생 사건으로 기록되어 있지만 실제로는 다른 시점에 발생한 것이 정확히 관찰되지 않은 경우에 적당한 방법이다(Singer & Willett, 2003). 본 연구에서 사용된 자료는 이직 시점을 연도와 월단위로만 기록하였기 때문에 특정 달의 어떤 날에 이직이 발생했는지가 정확히 관찰되지 않아 이 방법을 사용하는 것이 적절할 것이라고 판단되었다.

본 연구가설들을 검증하기 위해서 위계적 회귀분석적 접근을 이용하였다. 우선, 기본적인 개인변인의 효과를 통제하기 위해 모형 1에서는 성별, 교육수준, 월평균 임금, 해당 직장을 시작했을 때의 나이를 독립변인으로 구성하였다. 이때 교육수준과 임금수준은 시간에 따라 변화하는 시간의존적 변인이었다. 시간의존적 교육 수준 변인값은 현재 혹은 가장 가까운 미래의 교육수준값을 이용하였는데, 이는 이전의 교육년수 보다는 현재 또는 예측 가능한 가까운 장래의 교육년수가 이직결정에 더 영향을 줄 수 있을 것이라고 보았기 때문이다. 시간의존적 임금수준은 위에서 설명한 직무만족과 동일한 방식으로 계산하였다.

가설 1과 2를 검증하기 위해서, 모형 2-1은 기저모형인 모형 1에 입사 첫해에 측정한 직무만족(시간 독립적 직무만족)과 근속기간과 직무만족과의 상호작용항을 추가하였다. 이 모형은 Dickter 등(1996)의 결과를 재연하기 위한 것이다. 모형 2-2는 모형 2-1과 달리 첫해 직무만족도 대신 시간의존적 직무만족을 사용하여 직무만족과 직무만족*근속기간의 상호작용의 효과를 검증하였다. 가설 3과 4를 검증하기 위해 첫 단계로 모형 1에 시간의존적 전공-직무 부합도(모형 3-1)와 교육수준-직무 부

www.kci.go.kr

합도(모형 3-2)를 각각 독립변인으로 추가하였다. 각 시간의존적 변인값은 모두 직무만족과 유사한 방식으로 계산하였다. 매개 가설인 가설 5는 Baron과 Kenny(1986)의 전략을 사용하여 검증하였다. 매개 가설을 지지하기 위해서는 1) 선행변인과 결과변인과의 관계가 유의미하여야 하는데, 이는 가설 3과 4의 검증과 동일하였다. 2) 선행변인과 매개변인과의 관계가 유의미하여야 하는데, 선행변인인 전공-직무 부합도와 교육수준-직무 부합도 그리고 매개변인인 직무만족도가 모두가 매해 반복 측정된 변인들이어서 이들 간의 관계의 유의성을 개인을 2수준, 측정 시점을 1수준으로 하는 다수준 모형(multi level model)을 이용하여 검증하였다. 3) 매개변인과 결과변인간의 관계가 유의미하여야 하는 데, 이는 가설 1의 검증과 동일하였다. 4) 마지막으로 모형 3-1과 3-2에 시간의존적 직무만족도를 추가한 모형 5-1과 5-2를 검증하여 전공-직무 부합도와 교육수준-직무 부합도가 직무만족에 의해 완전매개 되는지 혹은 부분매개 되는 지를 살펴보았다.

Kaplan-Meier 방법, Cox 회귀분석 모형, 다수준모형, 직무만족에 대한 요인분석은 모두 SAS 9를 이용하여 값을 추정하였다.

결 과

약 4년의 관찰기간 동안, 전체 표본 709명 중 161명(23%)이 자발적으로 직장을 떠났으며, 19명(3%)이 비자발적으로 직장으로 떠났다. 나머지는 관찰 종료시점인 2006년 면접시점까지 직장에 남아있거나(152명, 21%), 중간에 표본에서 이탈하는 등의 이유(377, 53%)로 이직 시점에 대한 자료가 불충분한 절단 자료(censored data)이었다. 본 연구에서는 자발적 이직 과정에만 관심이 있기 때문에 비자발적인 이직도 절단자료로 처리하였다. 따라서 전체 77%가 절단된 자료이었다.

그림 1은 Kaplan-Meier 방법에서 추정된 생존함수를 이용하여 계산한 생존함수의 부적 로그함수, 즉 누적 위험함수(cumulative hazard function)를 제시하고 있다. 누적 위험함수는 각 시점까지 이직을 경험할 확률의 추정치를 보여준다. 본 연구 결과에 의하면 우리나라 청년 근로자들이 입사 1년까지 자발적 이직을 경험할 확률은 약 11%이고, 입사 2년까지는 약 25%, 입사 3년까지는 약 35%인 것으로 나타났다.

표 2는 2003년 면접 시, 즉 직장을 시작한 지 1년 내에 측정된 독립변인들의 평균, 표준편차, 그리고 변인들 간의 상관계수를 보여주고 있다[2]. 남성들은 여성에 비해 입사연령(남=25.4, 여=23.9세)과 입사 시 월급(남=125.4, 여=103.8만원)이 높았으나(p<.01), 교육수준, 직무만족, 전공부합도에서는 유의한 성차가 나타나지 않았다. 남녀의 입사 시 월급 차는 적어도 부분적으로는 입사연령과 월급간의 정적인 상관(r=.36, p<.01)과 관련이 있는 것으로 보인다. 교육을 많이 받았을수록, 월급(r=.42, p<.01)과 입사연령(r=.36, p<.01) 그리고 직무만족도(r=.19, p<.01)와 전공부합도(r=.21, p<.01)도 높았다. 직무만족과 전공부합도도 유의한 정적 상관을 보였다(r=.28, p<.01).

표 3은 가설 1과 2를 검증하기 위한 Cox 회귀분석 결과를 보여주고 있다. 성별, 입사 시

2) 2004-2006년도에 측정된 변인들의 기술통계치와 상관계수는 지면의 제약 때문에 제시하지 않았으나, 저자에게 요청하면 제공할 수 있다.

www.kci.go.kr

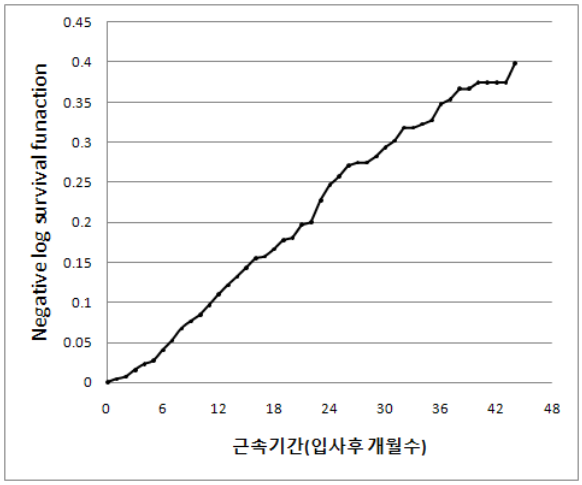


그림 1. 근속기간에 따른 이직 누적위험 함수

표 2. 독립 변인들의 2003년도 측정치의 평균, 표준편차, 및 상관 계수(N=709)

변 인	남성[1]	입사연령	교육기간[2]	월급[3]	직무만족	전공부합도
입사연령	0.20**					
교육기간	0.02**	0.36**				
월급	0.25**	0.36**	0.42**			
직무만족	-0.03**	-0.03**	0.19**	0.22**		
전공부합도	-0.04**	0.00**	0.21**	0.18**	0.28**	
평균	0.45**	24.60**	13.75**	113.55**	3.21**	1.76***
표준편차	0.50**	3.55**	1.84**	43.80**	0.51**	0.66***

1. 남성=1, 여성=0으로 코딩, 2. 교육기간(연수), 3. 월급(만원)

** p < .01

연령, 교육기간, 월급 등의 통제변인들로 이직 가능성을 예측하는 모형 1에서는 성별 변인만이 유의한 결과를 보였다(b=0.334, p<.05). Cox 회귀모형의 종속변수는 로그 위험률(log hazard rate)이기 때문에, 회귀계수의 지수함수를 취한 위험비율(hazard ratio)을 이용하면 해석이 보다 용이해진다. 남성=1, 여성=0으로 코딩된 남성 변인의 위험비율(hazard ratio)은 1.397로서 이는 다른 변인들을 통제했을 때 남성 청년근로자들의 이직위험이 여성 청년근로자의 이직위험의 약 1.4배라는 것을 의미한다. 즉, 입사 시 연령, 교육기간, 월급을 통제했을 때, 남성은 여성보다 이직할 가능성이 높게 나타났다.

모형 2-1은 이직가능성에 대한 직무만족의 영향이 근속기간이 증가할수록 감소한다는 Dickter 등(1996)의 결과를 재연하기 위한 모형

www.kci.go.kr

표 3. 가설 1과 2를 검증하기 위한 Cox 회귀분석 결과 요약표

모형과 독립변인[1]	추정치	표준오차	Wald χ^2	위험비율(Hazard Ratio)
모형 1				
남성	0.334*	0.170	3.878	1.397
입사연령	0.021	0.025	0.711	1.021
교육기간	-0.072	0.047	2.300	0.931
월급	0.004	0.002	3.273	0.996
모형 2-1				
남성	0.302	0.171	3.127	1.352
입사연령	0.012	0.025	0.237	1.012
교육기간	-0.051	0.047	1.159	0.950
월급	-0.003	0.002	1.878	0.997
첫해 직무만족	-0.525**	0.146	12.881	0.592
첫해 직무만족*근속기간	0.020*	0.008	6.158	1.020
모형 2-2				
남성	0.244	0.171	2.020	1.276
입사연령	0.004	0.025	0.027	1.004
교육기간	-0.042	0.047	0.803	0.959
월급	-0.002	0.002	0.580	0.998
시간의존 직무만족	-0.355*	0.145	6.028	0.701
시간의존 직무만족*근속기간	0.002	0.008	0.048	0.998

1. 종속변인은 이직 위험(hazard rate)의 로그값

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

으로 입사 첫해에 측정한 직무만족과 근속기간*직무만족의 상호작용효과를 검증하였다. Dickter 등의 결과와 마찬가지로 첫해 직무만족은 이직가능성과 부적으로 유의한 관련성을 보여(b=-0.525, p<.01), 직무만족이 높을수록 이직을 할 위험이 줄어든다는 가설 1을 지지하였다. 연속변인의 위험비율은 위험비율에서 1을 뺀 값에 100을 곱해준 값으로 해석하는 것이 더 편리한데(Allison, 1995), 첫해 직무만족의 위험비율 0.592에 이와 같은 계산을 하면 -40.8이다. 이는 다른 변인들의 효과를 통제했을 때, 직무만족이 1 표준편차 증가함에 따라 이직가능성은 40.8% 감소함을 의미한다. 근속기간과 첫해 직무만족과의 상호작용 역시 유의미하였는데(b=0.020, p<.05), 양수인 회귀계수 추정치는 근속기간이 증가할수록 직무만족의 효과가 약화됨을 의미한다. 이러한 결과는 Dickter 등의 결과와 일치하는 것이다.

www.kci.go.kr

표 4. 가설 3-5를 검증하기 위한 Cox 회귀분석 결과 요약표

모형과 변인[1]	추정치	표준오차	Wald χ^2	위험비율(Hazard Rate)
모형 3-1				
남성	0.311	0.170	3.366	1.365
입사연령	0.015	0.025	0.394	1.016
교육기간	-0.056	0.048	1.366	0.946
월급	-0.003	0.002	2.116	0.997
직무-전공 부합도	-0.186*	0.086	4.695	0.830
모형 3-2				
남성	0.284	0.172	2.746	1.329
입사연령	0.016	0.025	0.384	1.016
교육기간	-0.074	0.047	2.435	0.929
월급	-0.003	0.002	1.906	0.997
직무내용: 교육수준보다 낮음	0.366*	0.179	4.183	1.442
직무내용: 교육수준보다 높음	-0.133	0.511	0.068	0.875
모형 5-1				
남성	0.233	0.171	1.848	1.263
입사연령	0.002	0.025	0.010	1.002
교육기간	-0.035	0.047	0.551	0.965
월급	-0.001	0.002	0.396	0.999
직무-전공 부합도	-0.099	0.089	1.256	0.905
시간의존적 직무만족	-0.360**	0.083	18.703	0.698
모형 5-2				
남성	0.151	0.182	0.693	1.163
입사연령	0.017	0.027	0.397	1.016
교육기간	-0.043	0.050	0.721	0.958
월급	-0.001	0.002	0.052	0.999
직무내용: 교육수준보다 낮음	0.011	0.202	0.003	1.011
직무내용: 교육수준보다 높음	-0.063	0.512	0.015	0.939
시간의존적 직무만족	-0.382**	0.093	17.010	0.683

1. 종속변인은 이직 위험 (hazard rate)의 로그값

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

www.kci.go.kr

모형 2-2에서는 과연 시간의존적인 직무만족을 이용할 때도 근속기간이 증가할수록 이직가능성에 대한 직무만족의 영향이 감소하는지를 검증하기 위해 첫해 직무만족 대신 시간의존적인 직무만족값을 이용하였다. 역시 시간의존적 직무만족이 높을수록 이직 위험이 감소하였으나(b=-0.355, p<.05), 직무만족과 근속기간간의 상호작용항은 더 이상 유의미하지 않았다(b=0.002, p>.05). 이러한 결과는 시간의존적 직무만족 측정치를 이용하면 직무만족과 자발적 이직간의 관계는 근속기간과 관계없이 동일할 것이라는 가설 2를 지지한다.

표 4는 가설 3, 4, 5를 검증하기 위한 Cox 회귀분석 결과를 보여준다. 우선 모형 3-1의 결과에서 성별, 입사 시 연령, 교육수준, 월급을 통제했을 때 직무–전공의 부합도가 높을수록 이직가능성이 유의하게 감소하는 것으로 나타나(b=-0.186, p<.05), 가설 3을 지지하였다. 위험비율, 0.830을 위에서 설명한 방식과 동일하게 변환하면, 다른 변인을 통제했을 때, 직무-전공 부합도가 1 표준편차 증가할 때 마다 이직가능성이 약 17%씩 감소함을 보여준다.

모형 3-2의 결과를 보면, 직무내용이 교육수준보다 낮을 때가 직무내용과 교육수준이 적합할 때에 비해 이직위험이 유의하게 높게 나타났으나(b=0.366, p<.05), 직무내용이 교육수준보다 높을 때는 직무내용과 교육수준이 맞을 때에 비해 이직위험도에서 차이가 나타나지 않았다. 이는 가설 4를 지지하는 결과이다. 회귀계수 추정치에 따르면, 직무내용이 교육수준보다 낮을 때가 직무내용과 교육수준이 적합할 때에 비해 약 1.4배 정도 이직 위험이 높았다.

표 5. 개인-직무 부합도가 직무만족을 예측하는 다수준모형 결과 요약표

모형과 변인[1]	추정치	표준오차	t 값
모형 4-1			
남성	-0.092	0.061	-1.51
입사연령	-0.028**	0.009	-3.08
교육기간	0.039**	0.017	2.25
월급	0.003**	0.001	5.63
직무–전공 부합도	0.214**	0.025	8.59
모형 4-2			
남성	-0.039	0.058	-0.67
입사연령	-0.024**	0.009	-2.78
교육기간	0.061**	0.016	3.78
월급	0.002**	0.001	4.22
직무내용: 교육수준보다 낮음	-0.380**	0.057	-13.39
직무내용: 교육수준보다 높음	0.187	0.123	1.52

1. 종속변인은 직무만족

** p < .01

www.kci.go.kr

마지막으로 이직 위험에 대한 개인-직무 부합도의 효과가 직무만족에 의해 매개된다고 가정한 가설 5를 Baron과 Kenny(1986)의 전략을 사용하여 검증하였다. 1단계로 선행변인인 부합도와 결과변인인 이직위험의 관계가 가설 3과 4의 검증 결과에 의해 지지되었다. 2단계로 선행변인과 매개변인과의 관계가 유의미하여야 한다. 표 5에서 보는 바와 같이 성별, 입사 시 연령, 교육수준, 월급을 통제하였을 때, 직무-전공 부합도가 높을수록 직무만족이 높았으며(b=0.214, p<.01), 직무수준이 교육수준보다 낮을 때 직무수준과 교육수준이 맞을 때보다 직무만족이 유의하게 낮아(b=-0.380, p<.01), 선행변인인 부합도과 매개변인인 직무만족과의 관계가 유의미한 것으로 나타났다. 3단계로 매개변인인 직무만족과 결과변인인 이직위험간의 관계는 가설 1의 검증 결과에서 지지되었다. 마지막으로 선행변인의 직접적인 효과가 매개변인이 존재할 때 유의미하지 않으면 완전매개를 시사 하는 것이고, 그렇지 않으면 부분매개 가설을 지지하는 것이다. 시간의존적 직무만족도를 추가한 모형 5-1과 5-2에서는 직무-전공 부합도와 직무내용-교육수준 변인들이 더 이상 유의하지 않았다. 이러한 결과는 직무만족이 개인-직무 부합도가 이직 위험에 미치는 영향을 완전히 매개하는 것을 의미한다. 이러한 결과들을 종합할 때, 본 자료는 이직 위험에 대한 개인-직무 부합도의 효과가 직무만족에 의해 매개된다는 가설 5를 지지하였다.

논의 및 결론

본 연구의 목적은 청년패널 조사 자료를 이용하여 우리나라 청년근로자들의 이직실태와 직무만족 및 개인-직무 부합성이 자발적 이직에 미치는 영향을 보다 정확히 이해하는 것이었다.

본 연구의 결과에 따르면, 입사 1년까지 자발적 이직을 경험할 확률은 약 11%이고, 입사 2년까지는 약 25%, 입사 3년까지는 약 35%인 것으로 나타났다. 이러한 결과는 신입사원의 약 29%가 입사한지 1년 이내에 이직한다는 최근의 조사결과(동아일보, 2008)보다는 우리나라의 청년 근로자들의 이직률이 높지 않다는 것을 보여준다. 또한 제 1차 대졸자 직업이동 경로조사 자료를 분석한 한 연구는 해당 조사의 표본에서 2004년 이후 대졸 신입사원으로 채용된 총 8,898명 중 약 33%인 2,946명이 조사시점(2006년 9-10월)에 이직한 경험이 있다고 보고하였다(엄동욱, 2008). 이 연구에서 계산한 이직률이 정확히 입사한 지 얼마 후인지는 추정하기 어렵지만 본 연구의 추정치보다는 약간 높은 것으로 보인다. 이러한 차이의 원인으로는 대졸자만을 대상으로 한 표본의 특성과 자발적 이직과 비자발적 이직을 모두 포함한 이직률을 계산했다는 점 등을 고려해 볼 수 있다.

우리나라의 청년근로자들의 높은 이직률에 대한 우려는 많지만 이에 대한 정확한 실태를 파악하기 위한 자료를 찾기는 어려운 현실이다. 이러한 상황에서 본 연구가 우리나라 청년 근로자 전집에 대한 대표성 있는 자료를 이용하여 입사 시점으로부터의 기간에 따른 이직 추정치를 제공하였다는 점에서 그 의의가 크다. 이러한 자료는 청년층의 이직행동에 대한 연구자들의 이해를 높일 뿐만 아니라 조직의 인력관리자들이 인력의 수급을 계획하는 데 유용하게 이용될 수 있을 것이라고 기대된다.

www.kci.go.kr

또 하나 주목할 만한 결과는 본 연구에서 추정된 이직에 대한 누적 위험함수(cumulative hazard function)가 거의 직선적으로 증가했다는 점이다. 이는 적어도 입사 4년여까지는 이직 위험이 시간과 독립적이라는 것을 의미한다. 이러한 결과는 미국 청년 근로자의 경우 입사한지 1.5년 정도까지 이직 가능성이 증가하다가 그 이후로 이직위험이 현저히 감소한다는 결과(Dickter et al., 1996)와는 다소 차이를 보인다.

본 연구는 직무만족이 높을수록 이직 위험이 감소한다는 사실을 다시 한 번 확인하였다. 그런데 본 연구가 보다 관심을 두었던 점은 과연 직장 입사 후 시간이 지날수록 이직과정에서의 직무만족의 역할이 약화되는가의 여부였다. Dickter 등(1996)은 이직 위험을 예측하는 모형에서 직무만족과 근속기간 간의 상호작용이 유의미하다는 사실을 발견하고 근속기간이 증가함에 따라 직무만족과 이직간의 관계가 약화된다고 주장하였다. 그러나 이들은 입사 첫해에 측정한 직무만족도를 이용하였기 때문에 그 결과가 근속기간이 증가함에 따라 직무만족의 측정시기와 이직의 위험을 평가하는 시점간의 간격이 증가하기 때문에 발생한 것인지 아니면 실제로 직무만족의 영향력이 근속기간이 증가할수록 감소하는지 판단하기 어려웠다.

본 연구의 결과는 이에 대한 명확한 답을 제시하고 있다. 즉, 직무만족과 근속기간간의 상호작용은 입사하고 1년 내에 측정한 직무만족도를 이용하였을 때만 유의하였고, 그 효과의 방향도 Dickter 등(1996)의 결과와 일치하였다. 그러나 반복측정한 직무만족도를 이용하여 이직위험을 평가하는 각 시점에 근접한 직무만족도를 이용하였을 때는 이러한 상호작용 효과가 유의하지 않았다. 이러한 결과는 Dickter 등이 발견한 직무만족과 근속기간간의 유의한 상호작용은 입사 첫해에 측정된 직무만족도가 시간이 지남에 따라 이직 위험을 예측하는 능력이 약화된 것을 보여주는 것이지 직무만족도 자체가 근속기간이 증가함에 따라 이직을 예측하는 데 덜 유용하게 되는 것은 아니라는 점을 명백히 보여주고 있다.

이러한 결과는 시간에 따라 변화하는 관계를 연구하기 위해서는 측정 간격의 효과를 통제하는 것이 중요하다는 것을 보여주고 있으며, 더 나아가 조직심리학 연구에서 시간적인 정보의 중요성을 다시 한 번 강조하고 있다. 조직 행동을 이해하는 데 시간에 대한 고려가 매우 중요하다는 주장이 반복적으로 제기되었음에도 불구하고(예: Ghiselli, 1956; Harrison, Price, Gavin, & Flory, 2002; Hulin, Henry, & Noon, 1990; Katzell, 1994), 대부분의 이론적 모형이나 실증적 연구에서 연구의 대상이 되는 심리적인 현상이 마치 시간과 무관하게 존재하는 것처럼 취급하는 경우가 많다. 본 연구의 결과는 이러한 관행이 우리가 이해하고자 하는 현상에 대한 잘못된 결론을 내릴 수 있음을 보여주는 한 예라고 할 수 있다.

한편, 본 연구의 결과는 한 개인의 직무태도가 시간이나 상황과 독립적이며 상당히 안정적이라는 주장(Staw & Ross, 1985)에도 불구하고, 직무만족이 변화할 수 있다는 점을 간접적으로 보여주고 있다. 실제로 본 표본에서 2003-2006년 동안 연도별로 측정된 직무만족 측정치들간의 상관을 살펴보면, r=.29에서 r=.44로 나타났으며 측정간격이 증가할수록 상관계수가 낮아지는 경향을 보였다. 따라서 연구자들이나 실무자들은 직무만족도를 이용하여 먼 장래의 준거행동을 예측하는 것을 보

www.kci.go.kr

다 조심스럽게 접근해야 할 필요가 있을 것이다. 보다 바람직한 방법은 직무만족과 같은 중요한 직무태도는 일정 기간마다 규칙적으로 반복측정하는 것이라고 여겨진다.

마지막으로 본 연구는 개인-직무 부합도가 이직을 결정하는 데 중요한 역할을 하며 이러한 효과는 직무만족에 의해 매개된다는 것을 보여주었다. 기존의 연구들에서 개인-직무 부합도와 직무만족, 그리고 직무만족과 이직 간의 관계들에 대한 연구들은 많았지만 매개과정을 직접적으로 검증한 연구는 찾아 볼 수 없었다. 이러한 매개 과정에 대한 연구는 이직 결정 과정에서 중요한 변인들을 통합적인 틀에서 이해하는 데 도움이 될 것으로 기대된다. 한편 교육수준-직무 부합도에 대한 지각은 단순한 수준의 일치가 중요한 것이 아니라 어느 방향에서 불일치가 존재하는 가도 중요한 것으로 보인다. 구체적으로, 교육수준이 직무내용 보다 높으면 직무만족도가 낮고 이직위험이 높지만, 반대로 교육수준보다 직무내용의 수준이 높을 때는 이러한 효과가 나타나지 않았다. 개인의 입장에서 보면 직무내용이 교육수준보다 높은 것은 도전적인 과제를 의미하기 때문에 직무불만족의 이유가 되지 않는 것으로 보인다. 그러나 이와 같이 직무내용이 본인의 교육수준보다 높다고 지각하는 경우는 많지 않은데 본 표본에서 이러한 경우가 4% 미만으로 나타났다.

한편 개인-직무 부합도가 낮으면 직무만족이 낮고 이직을 실행할 가능성이 높아진다는 본 연구의 결과는 과연 이러한 이유로 직장을 떠난 사람들이 다음 직장에서는 부합도가 높은 직무로 이동하는 것일까 혹은 다음 직장에서도 교육수준이나 전공 혹은 그 외의 다른 특성들에서 맞지 않은 직무를 전전하게 되는 것일까 하는 의문을 낳게 한다. 이와 관련하여 Wilk 등(Wilk, Desmarais, & Sackett, 1995; Wilk & Sackett, 1996)은 NLSY 자료를 이용하여 개인들의 종단적인 이직 행동 자료를 분석한 결과 결국은 본인의 인지능력과 유사한 직무로 이동해가는 경향성이 있다는 것을 보여주었다. 만약 이런 경향성이 존재한다면, 청년근로자들의 이직행동이 반드시 부정적인 결과를 낳는 것은 아니라는 것을 의미한다. 향후 연구에서 과연 이러한 경향성이 우리나라 청년근로자들에게서 관찰되는지를 알아볼 필요가 있을 것이다.

종합적으로 볼 때 본 연구는 다양한 개인적 특성과 직업군으로 구성된 우리나라 청년근로자들의 종단적인 자료를 이용하여 그들의 이직 행동에 대한 보다 정확한 실태를 제공하고 이직 결정에 중요한 역할을 할 수 있는 직무만족과 개인-직무 적합성에 대한 보다 풍부한 이해를 제공했다는 점에서 중요한 기여를 하였다고 생각된다. 그럼에도 불구하고 본 연구의 결과를 일반화하기 위해서는 다음과 같은 중요한 제한점을 고려하여야 할 것이다.

첫째, 본 연구의 대상이 청년근로자로 제한되었기 때문에 본 연구의 결과를 다른 연령층으로 일반화하는 데는 무리가 있다. 이러한 한계점은 이직 시점별 이직률에 대한 추정치에서 가장 두드러지게 나타날 것이다. 본 연구에서 추정된 청년근로자들의 근속기간별 이직 가능성은 중장년층의 근로자들의 그것과 다를 가능성이 높다. 향후 다른 연령층에 대한 유사한 분석을 통해 과연 기존의 연구자들(예: Topel & Ward, 1992)이 제안한 것처럼 청년근로자들은 다른 경력 시점에 비해 상대적으로 빈번한 이직을 경험하는지 그리고 연령별로 근속기간별 이직 가능성에서 어떠한 차

www.kci.go.kr

이점을 가지는 지를 비교분석하는 것이 필요할 것이다. 또한 이직 과정에서의 직무만족과 개인-직무 부합도의 역할도 개인의 연령 혹은 경력에 따라 그 중요성의 정도가 달라질 수 있을 것이다. 따라서 향후 연구에서는 직장에서의 근속기간 뿐만 아니라 연령과 같은 다양한 차원에서의 시간 정보가 이직 과정에서 어떠한 역할을 하는지에 대해 살펴보아야 할 것이다. 둘째, 비록 본 연구에서 직무만족이 시간이 지나도 일정하게 이직결정에 중요한 요인임을 보여주었지만 본 연구의 관찰기간이 최대 4년이었다는 점에 주의할 필요가 있다. 따라서 본 연구의 결과를 근속기간이 4년 이상인 개인들의 이직 결정 과정에 일반화하는 데는 무리가 있다. 이에 대한 검증은 보다 장기적인 종단자료를 확보하는 것이 필수적이기 때문에 청년패널조사가 향후에도 지속적으로 진행되기를 바란다. 셋째, 자료에 관한 또 다른 제한점은 본 연구에서 사용한 자료 중 상당부분이 응답자 탈락과 개인자료내의 응답의 일관성 등의 문제로 인한 절단 자료이었다는 점이다. 이러한 문제는 청년패널조사가 우리나라에서 최초로 시행된 개인단위의 패널조사인 점을 고려할 때 앞으로 점점 개선될 것이라고 기대된다. 마지막으로, 본 연구에서는 개인-직무 부합도를 교육수준과 전공이 직무내용과 적합한지의 차원에서만 다루었으나, 개인-직무 부합도 지각은 이 외에도 개인의 흥미, 목표 등 다양한 요인에 의해 결정되는 보다 광범위한 개념이라는 점에 유의할 필요가 있다. 또한 본 연구에서는 각각의 적합도 변인을 단일 항목으로만 측정한 자료를 사용하였기 때문에 이와 관련된 측정의 오차 문제도 있을 수 있다. 이러한 제한점들은 아카이브 자료인 청년패널 자료를 사용하였기 때문에 연구자의 통제 밖의 문제이기는 하지만 청년패널 조사와 같이 대규모의 사회조사의 문항 설계 단계에 보다 많은 심리학자들이 적극적으로 참여할 필요성을 역설해 주는 것이라 할 수 있다.

본 연구는 이직행동을 연구하는 데 있어서 시간 정보의 역할을 다시 한 번 부각시키고 있다. 시간차원에 대한 이러한 중요성은 이직 연구에서 뿐만 아니라 조직 장면에서 발생하는 다양한 심리적인 현상을 이해하는 데 동일하게 적용될 수 있을 것이며, 이러한 현상에 관련된 다양한 시간 정보가 보다 적극적으로 이용되어야 할 것이다.

참고문헌

남재량 (2006). 청년실업의 동태적 특성과 정책 시사점. 노동 리뷰, 2006년 사월호 (통권 제16호), 한국노동연구원.

동아일보 (2008). 신입사원 29% 1년 내 퇴사. http://www.donga.com/ fbin/output?rss= 1&n=200801080041(1월 8일).

박성재, 반정호 (2007). 청년층의 하향취업 원인과 노동시장 성과. 사회보장연구, 23(4), 1-28.

박정현, 류숙진 (2008). 대졸 초기경력자의 이직의도와 이직행위: 개인특성, 직무만족, 조직·구조적 요인의 영향력 분석. 대졸자 직업이동 경로조사 심포지엄. 서울: 코엑스 컨퍼런스센터.

엄동욱 (2008). 신규 대졸취업자의 직장이동과 노동시장 성과 - 기업 HRM에의 함의를 중심으로. 대졸자 직업이동 경로조사 심포지엄. 서울: 코엑스 컨퍼런스센터.

www.kci.go.kr

이기훈, 정성석 (2008). 2단계 로지스틱 회귀모형을 이용한 직무만족도와 이직행동에 관한 연구 - 대졸자 직업이동 경로조사 자료를 중심으로. 대졸자 직업이동 경로조사 심포지엄. 서울: 코엑스 컨퍼런스센터.

임대철, 서성표, 박정은 (2006). 청년취업자의 직업이직활동과 직무 만족에 관한 패널자료분석. 제5회 산업·직업별 고용구조조사 및 청년패널 심포지엄. 서울: 연세대학교 새천년관.

최명옥, 유태용 (2005). 개인-조직, 개인-직무, 개인-상사 부합이 조직몰입, 직무만족, 이직의도에 미치는 영향: 부합들간의 상호작용 효과를 중심으로. 한국심리학회지: 산업 및 조직, 18(1), 139-162.

탁진국 (2007). 개인-직무 부합의 선행변인과 이직의도와의 관계: 신입사원을 중심으로. 한국심리학회지: 산업 및 조직, 20(4), 459-473.

한국고용정보원 (2007). 고용보험 통계연보 2006.

Ajzen, I. (2001). The theory of planned behavior. *Organizational Behavior and Human Decision Processes, 50*, 179-211.

Allison, P. D. (1984). *Event history analysis: Regression for longitudinal event data.* Sage university paper series on quantitative applications in the social sciences, series *46*. Beverly Hills and London: Sage Publications.

Allison, P. D. (1995). *Survival analysis using the SAS system: A practical guide*. Cary, NC: SAS Institute Inc.

Baron, R. M., & Kenny, D. A. (1986). The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations. *Journal of Personality and Social Psychology, 51*, 1173-1182.

Carsten, J. M., & Spector, P. E. (1987). Unemployment, job satisfaction, and employee turnover: A meta-analytic test of the Muchinsky model. *Journal of Applied Psychology, 72,* 374-381.

Cascio, F. W. (1991). *Managing human resource: Productivity, quality of work life and profits* (3rd ed.). New York: McGraw Hill.

Cox, D. R. (1972). Regression models and life tables. *Journal of the Royal Statistical Society, Series B, 34,* 187-202.

Dicker, D. N., Roznowski, M., & Harrison, D. A. (1996). Temporal tempering: An event history analysis of the process of voluntary turnover. *Journal of Applied Psychology, 81,* 705-716.

Edwards, J. R. (1991). Person-job fit: A conceptual integration, literature review, and methodological critique. In C. L. Cooper & I. T. Robertson (Eds.), *International review of industrial and organizational psychology* (pp. 283-357). Chichester, UK: Wiley.

Farkas, A. J., & Tetrick, L. E. (1989). A three-wave longitudinal analysis of the causal ordering of satisfaction and commitment on turnover decisions. *Journal of Applied Psychology, 74,* 855-868.

Ghiselli, E. E. (1956). Dimensional problems of criteria. *Journal of Applied Psychology, 40,* 1-4.

Glebbeek, A. C., & Bax, E. H. (2004). Is high employee turnover really harmful? An empirical test using company records.

www.kci.go.kr

Academy of Management Journal, 47, 277-286.

Griffeth, R. W., Hom, P. W., & Gaertner, S. (2000). A meta-analysis of antecedents and correlates of employee turnover: Update, moderator tests, and research implications for the next millennium, *Journal of Management, 26,* 463-488.

Harrison, D. Q., Price, K. H., Gavin, J. H., & Flory, A. T. (2002). Time, teams, and performance: Changing effects of surface-and deep level diversity on group functioning. *Academy of Management Journal, 45*, 1029 -1045.

Hoffman, B. J., & Woehr, D. J. (2006). A quantitative review of the relationship between person-organization fit and behavioral outcomes. *Journal of Vocational Behavior, 68*, 389-399.

Hom, P. W., & Griffeth, R. W. (1991). Structural equations modeling test of a turnover theory: Cross-sectional and longitudinal analyses. *Journal of Applied Psychology, 76,* 350-366.

Hom, P. W., Caranikas-Walker, F., Prussia, G. E., & Griffeth, R. W. (1992). A meta-analytical structural equations analysis of a model of employee turnover. *Journal of Applied Psychology, 77,* 890-909.

Hulin, C. L., Henry, R. A., & Noon, S. L. (1990). Adding a dimension: Time as a factor in the generalizability of predictive relationships. *Psychological Bulletin, 107,* 328-340.

Judge, T. A., & Watanabe, S. (1995). Is the past prologue?: A test of Ghiselli's Hobo syndrome. *Journal of Management, 21*, 211 -229.

Katz, R. (1978). Job longevity as a situational factor in job satisfaction. *Administrative Science Quarterly, 23,* 204-223.

Katzell, R. A. (1994). *Contemporary meta-trends in industrial and organizational psychology*. In Triandis, H. C., M. D. Dunnette, & L. M. Hough (Eds.), *Handbook of industrial and organizational psychology* (2nd ed., Vol. 4, pp. 1-89). Palo Alto: Consulting Psychologists Press.

Koys, D. J. (2001). The effects of employee satisfaction, organizational citizenship behavior, and turnover on organizational effectiveness: A unit-level, longitudinal study. *Personnel Psychology, 54*(1), 101-114.

Kristof-Brown, A., Zimmerman, R. D., & Johnson, E. C. (2005). Consequences of individuals' fit at work: A meta-analysis of person-job, person-organization, person-group, and person-supervisor fit. *Personnel Psychology, 58*(2), 281-342.

Locke, E. A. (1976). The nature and causes of job satisfaction. In M. D. Dunnette (Ed.), *Handbook of industrial and organizational psychology* (pp.1297-1349). Chicago: Rand McNally.

Maynard, D. C., Joseph, T. A., & Maynard, A. M. (2006). Underemployment, job attitudes, and turnover intentions. *Journal of Organizational Behavior, 27*(4), 509-536.

McGrath, J. E., & Kelly, J. R. (1986). *Time and human interaction*. New York: The Guilford Press.

McGuinness, S. (2006). Overeducation in the

www.kci.go.kr

Labour Market. *Journal of Economic Surveys, 20*(3), 387-418.

Morita, J. G., Lee, T. W., & Mowday, R. T. (1989). Introducing survival analysis to organizational researchers: A selected application to turnover research. *Journal of Applied Psychology, 74,* 280-292.

Morita, J. G., Lee, T. W., & Mowday, R. T. (1993). The regression-analog to survival analysis: A selected application to turnover research. *Academy of Management Journal, 36,* 1430-1463.

Munasinghe, L., & Sigman, K. (2004). A hobo syndrome? Mobility, wages, and job turnover. *Labour Economics, 11*(2), 191-218.

Neumark, D. (2002). Youth labor markets in the United States: Shopping around vs. staying put. *Review of Economics and Statistics, 84*(3), 462-482.

Peters, L. H., & Sheridan, J. E. (1988). Turnover research methodology: A critique of traditional designs and a suggested survival model alternative. *Research in Personnel and Human Resources Management, 6,* 231-262.

Schein, E. H. (1971). The individual, the organization, and the career: A conceptual scheme. *Journal of Applied Behavioral Science, 7,* 401-426.

Schmitt, N., Oswald, F. L., Friede, A., Imus, A, & Merritt, S. (2008). Perceived fit with an academic environment: Attitudinal and behavioral outcomes. *Journal of Vocational Behavior, 72*, 317-335.

Singer, J, D., & Willett, J. B. (2003). *Applied longitudinal data analysis: Modeling change and event occurrence.* Oxford: Oxford University Press.

Staw, B. M., & Ross, J. (1985). Stability in the midst of change: A dispositional approach to job attitudes. *Journal of Applied Psychology, 70,* 469-480.

Topel, R. H., & Ward, M. P. (1992). Job mobility and the careers of young men. *The Quarterly Journal of Economics, 107*(2), 439-479.

Wilk, S. L., & Sackett, P. R. (1996). Longitudinal analysis of ability-job complexity fit and job change. *Personnel Psychology, 49*(4), 937-967.

Wilk, S. L., Desmarais, L B., & Sackett, P. R. (1995). Gravitation of jobs commensurate with ability: longitudinal and cross-sectional tests. *Journal of Applied Psychology, 80*, 79-85.

1차 원고접수 : 2008. 07. 5
2차 원고접수 : 2008. 10. 7
3차 원고접수 : 2008. 11. 15
최종게재결정 : 2008. 11. 23

www.kci.go.kr

한국심리학회지: 산업 및 조직
Korean Journal of Industrial and Organizational Psychology
2008. Vol. 21, No. 4, 705-728.

The Role of Job Satisfaction and Person-Job Fit in Voluntary Turnover Process: An Application of Event History Analysis

Sunhee Lee

Chungnam National University Department of Psychology

The purposes of this study were to estimate the likelihood of voluntary turnover at different tenure points of early-career individuals in the Korean workforce and to take a closer look at the role of job satisfaction and person-job fit in voluntary turnover process of these individuals. Korean youth panel survey data were analyzed via event history analysis. The results indicated that the strength of the job satisfaction-turnover relationship decreases as the time interval between the measurement of job satisfaction and occurrence of turnover. However, the relationship between job satisfaction and turnover appears to be consistent regardless of organizational tenure. Individuals who perceived themselves as overeducated are more likely to leave their jobs compared to those whose job level fits their education. Perceived fit between subject of study and job was negatively related to turnover. The effects of person-job fit on turnover were completely mediated by job satisfaction. The results are discussed in terms of the role of time in the study of turnover.

Key words : voluntary turnover, job satisfaction, person-job fit, longitudinal study, event history analysis

www.kci.go.kr