



성격은 시간과 상황에 걸쳐 지속적이며, 한 개인을 다른 사람과 구별해주는 특징적인 사고, 감정 및 행동양식으로 정의된다(Phares, 1984). 성격은 개인의 사고나 태도를 결정하는데 영향을 미칠 뿐만 아니라, 다양한 장면에서 개인의 수행에도 큰 영향을 미칠 수 있다. 또한 실증적인 연구에서 종업원의 성격 특성은 직무와 관련된 행동과 조직에서 가치를 두고 있는 결과에 영향을 미치는 것으로 나타났다(Barrick & Mount, 1991). 따라서 많은 연구자들은 성격과 수행의 선형적인 관계에 대해 초점을 맞춰 연구를 진행해왔고, 국내 연구들(유태용, 2007; 유태용, 민병모, 2001)에서도 성격이 다양한 수행의 예측변인으로 유용하다는 것을 보여주었다.

하지만 최근 인사선발 맥락에서의 몇몇 연구들은 성격과 수행의 선형적인 관계에 대하여 추가적인 연구의 필요성을 제기하였다(Morgeson, Campion, Dipboye, Hollenbeck, Murphy, & Schmitt, 2007; Ones, Viswesvaran, Dilchert, & Judge, 2007; Tett & Christiansen, 2007). Ones, Viswesvaran, Dilchert 및 Judge(2007)는 몇몇 성격 특성과 직무수행 간의 관계가 선형적이지 않을 수 있다고 제안하였다. 예측변인과 준거변인 사이의 선형적 관계에 대한 가정에 근거하여 인사선발에서 하향식(Top-Down) 선발방식을 사용하고, 이러한 선형성은 선발도구의 효용성 분석에도 적용된다(Coward & Sackett, 1990; Schmidt & Hunter, 1998). 하지만 만약 이러한 선형적 가정이 맞지 않는 경우가 있다면 이러한 결과는 인사선발과 실무에 있어서 중요한 시사점을 줄 수 있을 것이다.

성격과 수행 간의 비선형적인 관계에 대해서는 이전 연구들에서도 종종 언급되었다.

Murphy(1996)는 성격 특성과 수행 간의 선형적인 관계에 대해 의문을 제기하였고, Barrick과 Mount(1991)는 메타분석에서 정서적 안정성과 직무수행 사이의 낮은 상관을 두 변인간의 비선형적 관계 때문일 것이라고 언급하였다. 하지만 아직도 성격과 수행 간의 관계에 대해 확실한 결론에 이르지 못하고 있다. Robie와 Ryan(1999)은 독립적인 5개의 표본을 통해 성격과 수행 간의 비선형적 관계를 검증하는데 실패하였다. 반면에 LaHuis, Martin 및 Avis(2005)는 성실성과 수행의 관계에서 2차식 효과를 검증하였고, Le, Oh., Robbins, Ilies, Holland 및 Westrick(2011)은 성격과 직무수행 간에 곡선적 관계가 있음을 밝혔다. 하지만 대다수의 연구에서 준거변인으로 직무수행을 사용한 것이 아니라, 교육수행(training performance) 또는 학업수행(GPA) 같은 변인을 사용하여 성격과의 관계를 알아보았고, 예측변인 역시 성격의 5요인 모델 이외에, 이탈적(derailing) 성격이나 어두운(dark-side) 성격을 측정하는 연구들이 많았다(Le et al., 2011). 따라서 성격과 수행 간의 관계를 보다 명확하게 파악하기 위해서는 성격연구에서 가장 널리 사용되어지는 5요인 모델과 직무수행 간의 관계에 대한 연구가 필요하다.

본 연구의 목적은 첫째, 성격 특성들(성실성, 정서적 안정성)과 직무수행(과업수행, 맥락수행) 간의 비선형적 관계를 검증하고, 둘째, 성실성의 하위요인(성취, 신뢰)에 따라 성실성과 과업수행 간의 비선형적 관계가 달라지는지를 알아보고, 셋째, 성실성과 과업수행 간의 비선형적 관계가 직무특성 변인인 직무창의성의 수준에 따라 달라지는지를 검증하는 데 있다. 직무에서 창의적인 행동에 대한 필요성이 급증하고 많은 기업에서 이러한 창의적인 인

재를 선발하기 위해 노력하고 있기 때문에 성격과 직무수행 간의 관계에서 직무창의성의 조절효과를 알아보는 것은 실무적으로 큰 시사점을 제공할 것이다.

요약하자면, 본 연구는 그 동안 명확한 결론이 나지 않았던 성격과 직무수행 간의 비선형적인 관계를 경험적으로 검증하고자 한다. 또한 두 변인 사이의 비선형적 관계를 조절할 수 있는 직무의 특성과 성격의 하위요인들의 영향력을 검증함으로써 성격과 직무수행 간의 비선형 관계에 대한 이해의 폭을 넓힐 수 있을 것이다. 성격과 직무수행 간의 비선형적 관계에 대한 연구는 국내에서 아직까지 시도된 적이 없으며 해외에서도 아직까지 매우 적은 실정이다. 이러한 비선형적 관계가 검증된다면 인사선발 장면에서 성격검사의 타당도와 효용성을 높일 수 있을 뿐만 아니라 성격검사의 활용에 대한 시사점을 제공해 줄 수 있을 것이다.

#### 성실성과 과업수행의 비선형적 관계

성실성이란 한 개인이 얼마나 믿을 수 있고, 조직적이며, 목표지향적이고 꾸준한가를 나타내는 성격특성이다(Barrick & Mount, 1991). 과거의 연구에서 성실성과 과업수행은 정적상관을 보였고, 이러한 관계는 다양한 직무와 조직 상황에서 일반화될 수 있었다(Barrick & Mount, 1991; Hertz & Donovan, 2000). 일반적으로 성실성이 높은 사람은 낮은 사람보다 수행에 대한 동기부여 수준이 높고, 신중한 계획을 세우고, 명확한 목표설정과 그것에 대한 강한 지속력을 발휘하여 더 나은 수행을 보일 가능성이 높다(Barrick & Mount, 1991; Gellatly, 1996; Hertz & Donovan, 2000; Robie & Ryan,

1999). 따라서 많은 선행 연구들에서 성실성과 과업수행 간의 선형적인 관계가 밝혀졌다.

하지만 일정 수준 이상의 성실성은 과업수행에 유용하지 않을 수 있기 때문에 성실성과 과업수행 간의 관계는 선형적이 아닐 수 있다. 지나치게 성실한 사람은 경직되어 있고, 융통성이 없으며, 완벽주의에 집착하기 때문이다. 이러한 성격의 사람들은 작은 부분에 과도하게 주의를 기울임으로써 직무상의 중요한 목표를 간과할 수 있다(Mount, Oh, & Burns, 2008). 또한 높은 성실성을 가지고 있는 사람들은 자신의 신념을 완고하게 지키려는 경향이 있어, 새로운 지식과 기술의 학습을 방해하여 수행을 저하시킨다(LePine, Colquitt, & Erez, 2000; Martocchio & Judge, 1997). Moscoso와 Salgado(2004)는 매우 높은 수준의 성실성이 직무수행에 도움이 되지 못할 것이라고 하였다. 왜냐하면 성실성이 지니는 부적응적 측면이 좋은 수행을 위한 행동들을 방해하기 때문이다. 가장 최근에 Le 등(2011)은 성실성과 과업수행 간에 곡선적 관계가 존재함을 보여주었다. 하지만 국내외를 통틀어 성실성과 과업수행 간의 비선형적 관계에 대한 실증적 연구가 아직까지 매우 부족한 실정이다. 따라서 본 연구에서는 성실성과 과업수행 간의 비선형적 관계에 대해 다음과 같은 가설을 설정하였다.

**가설 1.** 성실성과 과업수행은 비선형적인 관계를 가질 것이다. 즉, 성실성과 과업수행 간의 관계는 처음에는 정적이었다가 성실성이 높아짐에 따라 관계가 약해지며 더 높아지면 관계가 사라지는 곡선적 관계를 보일 것이다.

### 성실성과 맥락수행의 비선형적 관계

직무수행은 조직에서 자신이 해야 하는 일과 관련된 과업수행에서부터 시작하여 조직에 긍정적인 효과를 불러일으킬 수 있는 행동들에 대한 차원으로 영역이 넓어지고 있고, 이처럼 확장된 직무수행의 개념으로 맥락수행이 제안되었다(Borman & Motowidlo, 1993; Campbell, McCloy, Oppler, & Sager, 1993). 맥락수행(contextual performance)은 직접적으로 과업 행동과 관련되어 있지는 않지만, 조직의 사회적 및 심리적 환경을 개선시킴으로써 조직의 목표에 기여하는 행동이다(Borman & Motowidlo, 1993). 선행 연구에서 성실성은 맥락수행과 정적으로 관련되어 있는 것으로 나타났다(Berry, Ones, & Sackett, 2007; Ilies, Fulmer, Spitzmuller, & Johnson, 2009). 성실성이 높은 사람은 조직의 이익을 위해 역할 이외의 수행들을 하는 경향이 있다(Le et al., 2011). Le 등(2011)은 맥락수행과 개념적으로 유사한 조직시민행동과 성실성 간의 비선형적 관계에 대해 탐색적으로 가설을 설정하여 검증하였다. 그 결과, 조직시민행동에 대한 성실성의 2차식 효과가 유의하게 나타나서 성실성과 조직시민행동 간의 비선형적 관계를 보여주었다.

하지만 아직까지 성실성과 맥락수행 간의 비선형적 관계에 대해서는 국내외에서 연구가 거의 이루어지지 않은 상태이고, 이러한 관계에 대한 가설을 도출할 수 있는 이론적 배경 역시 매우 부족하다. 맥락수행과 같은 자발적이고 직무 외적인 작업 행동들은 개인의 특성이나 환경적인 요인에 의해 어느 정도 수준까지는 증가하지만 선형적으로 계속 증가하지 않고 성실성이 일정수준 이상이 되면 맥락수행은 더 이상 증가되지 않거나 감소될 가능성

이 있다. 성실성과 맥락수행 간의 비선형적 관계에 대한 선행연구 결과는 없지만 Le 등(2011)의 연구결과와 이러한 추론을 바탕으로 다음과 같은 가설을 탐색적으로 설정하였다.

**가설 2.** 성실성과 맥락수행은 비선형적인 관계를 가질 것이다. 즉, 성실성과 맥락수행 간의 관계는 처음에는 정적이었다가 성실성이 높아짐에 따라 관계가 약해지며 더 높아지면 관계가 사라지는 곡선적 관계를 보일 것이다.

### 정서적 안정성과 과업수행의 비선형적 관계

정서적 안정성이란 한 개인의 정서적인 안정, 환경에 대한 민감성, 불안감, 피로감, 긴장의 정도를 나타낸다. 정서적 안정성이 낮은 사람의 특성은 걱정이 많고, 긴장되어 있고, 불안하고, 우울하고, 변덕이 심하고, 의기소침하며, 까다롭고, 화를 잘 내는 것 등이다. 과거의 연구에서 정서적 안정성은 성실성과 함께 수행준거의 종류와 직무의 종류에 관계없이 수행에 대한 타당한 예측변인임이 검증되었다(Salgado, 1997). 국내의 연구에서도 정서적 안정성은 여러 수행준거들과 정적인 상관을 보였다(유태용, 이도형, 1997). 정서적 안정성은 한 개인이 스트레스가 심한 상황에서 얼마나 차분하고, 흔들림 없으며, 불안과 우울 및 분노와 같은 부정적인 감정적 상태를 덜 경험하는지에 대한 정도를 나타낸다(Costa & McCrae, 1992). 또한 정서적으로 안정된 사람은 효과적으로 부정적인 감정들을 통제 할 수 있다(Kanfer & Heggestad, 1997). Kanfer와 Ackerman(1989), Khul과 Koch(1984)의 연구에 따르면, 정서적 통제는 사람들이 과업을 수행하는 데 필요한 주의집중 자원을 빼앗아가는 방해요인들

을 극복 할 수 있게 돕는다. 따라서 선행연구들에서 정서적 안정성은 과업수행과 정적인 상관을 나타내었다.

하지만 정서적 안정성 역시 과업수행과의 관계가 선형적이지 않을 수 있다. 기존의 성격과 수행 간의 관계에 대한 연구들을 살펴보면, 정서적 안정성과 과업수행 사이의 정적 관계가 약하게 나타났다. 이처럼 정적 관계가 낮게 나타난 한 가지 원인으로 두 변인 사이의 비선형성을 가정해 볼 수 있다(Barrick & Mount, 1991; Ones et al., 2007). Barrick과 Mount(1991)는 일정 수준 이상의 정서적 안정성을 넘어서면 정서적 안정성과 직무수행 간의 선형적 관계를 나타내지 않는다고 언급하였다. ‘Yerkes-Dodson 법칙’에 따르면, 정서성 수준이 양 극단일 경우에 수행이 낮고 평균으로 가까워질수록 수행이 점차적으로 증가하는 현상을 보인다(Yerkes & Dodson, 1908). 이러한 현상을 Easterbrook(1959)은 정서수준이 단서 활용의 범위를 좁히기 때문이라고 설명하였다. 정서수준이 상승할 때 수행도 처음에는 상승하게 된다. 왜냐하면 감정의 통제가 관련된 과업에 집중할 수 있도록 돕고 관련되지 않은 일은 배제시켜주기 때문이다. 하지만 특정 수준을 넘어서는 정서 수준에서는 관련된 단서들이 정확성에 대한 과도한 집착을 유발하기 때문에 수행에 악영향을 미치게 된다. 또한 능력-동기 상호작용 모델(ability-motivation interaction model)에 따르면, 과도하게 주의집중 자원이 할당되면 이 중 일부는 사용되지 않고 낭비되기 때문에, 자기 조절과 수행간의 관계가 비선형적일 수 있다고 설명한다(Kanfer & Ackerman, 1989).

정서적 안정성은 정서통제에 영향을 미치며(Kanfer & Heggestad, 1997), 일반적으로 과업수

행과 정적인 관련성을 지닌다. 그러나 지나치게 높은 수준의 정서적 안정성은 자기 조절과정 및 주의 집중 자원의 활용에 있어서 효과성을 떨어뜨려서 과업수행에 더 이상 도움을 주지 못할 수 있다. 즉, 정서적 안정성이 낮은 사람은 쉽게 불안해하고, 걱정이 많으며, 자신에 대한 믿음이 낮아서 과업수행이 낮을 수 있고, 지나치게 높은 정서적 안정성을 가진 사람 역시 느긋하고, 방심하고, 자만하게 되어 수행에 악영향을 미칠 수 있다. 따라서 일정 수준 이상의 정서적 안정성에서는 과업수행과의 정적 관계가 사라지게 될 가능성이 있다. 이러한 추론을 바탕으로 아래의 가설을 도출하였다.

**가설 3.** 정서적 안정성과 과업수행은 비선형적인 관계를 가질 것이다. 즉, 정서적 안정성과 과업수행 간의 관계는 처음에는 정적이었다가 정서적 안정성이 높아짐에 따라 관계가 약해지며 더 높아지면 관계가 사라지는 곡선적 관계를 보일 것이다.

#### 정서적 안정성과 맥락수행의 비선형적 관계

과거의 연구에 따르면, 정서적 안정성과 조직시민행동 사이에는 약한 정적 상관이 있는 것으로 나타났다. 또한 Organ과 Ryan(1995)의 메타분석 연구에서는 부정적 정서(negative affectivity)가 이타심 및 일반화된 순응과 중간 수준의 부적 관계를 나타냈다. 이타심과 일반화된 순응은 조직시민행동의 하위요인이다. 이러한 연구들을 토대로 정서적 안정성은 조직시민행동과 유사한 개념인 맥락수행과도 정적인 관계를 지닐 것이라고 추론할 수 있다.

정서적으로 안정적이지 않은 사람들은 일터

에서 스트레스 요인들에 의해 영향을 받을 가능성이 더 높고(Conard & Matthews, 2008), 스트레스 때문에 정서적 자원(emotional resource)이 고갈된 사람들은 다른 사람들을 돕거나 조직에 이익이 되는 행동을 할 가능성이 낮아지게 된다. 또한 정서적으로 불안정한 사람들은 불만이 많거나 부정적인 작업환경을 초래하는 갈등을 발생시킬 가능성이 높다. 그리고 개별적 구성원들의 부정적 정서는 팀 내의 분위기를 부정적으로 만들어서 팀 친화적 행동과 부적 상관을 보이는 것으로 나타났다(George, 1990). 하지만 정서적 안정성과 맥락수행 간의 관계가 지속적으로 정적 관련성을 유지하지 않을 수 있다. Le 등(2011)은 정서적 안정성과 조직시민행동 간의 곡선적 관계를 보여주었고, Eisenberg, Fabes, Guthrie 및 Reiser(2000)도 학생들을 대상으로 정서적 안정성의 한 요인인 정서조절과 친사회적 행동 간의 관계가 정적이다가 일정 수준을 넘어서면 부적으로 바뀌는 비선형적 관계를 발견하였다. 정서적 안정성이 작업 환경에서 스트레스를 주는 요인들을 통제할 수 있는 수준까지는 정서적 안정성이 맥락수행과 정적 관계를 나타내지만, 그 수준을 벗어나면 스트레스를 통제하는 정서적 안정성의 효과가 더 이상 선형적으로 높아지지 않아서 정서적 안정성과 맥락수행 간의 정적 관계가 사라질 수 있다. 선행연구 결과와 이러한 추론을 바탕으로 아래의 가설을 도출하였다.

**가설 4.** 정서적 안정성과 맥락수행은 비선형적인 관계를 가질 것이다. 즉, 정서적 안정성과 맥락수행 간의 관계는 처음에는 정적이었다가 정서적 안정성이 높아짐에 따라 관계가 약해지며 더 높아지면 관계가 사라지는 곡

선적 관계를 보일 것이다.

#### 성실성의 하위요인에 따른 과업수행과의 비선형적 관계

Norman(1963)이 성격의 5요인 모델에 학계에 제안한 이후에 성격과 수행 간의 관계에 대한 많은 연구가 이루어졌다. 하지만 몇몇 학자들은 메타분석을 통해 성격의 상위요인(broad trait)은 전반적인 수행을 타당하게 예측하지만 세부적인 수행들에 대한 예측에는 성격의 하위요인(narrow trait)을 사용해야 한다고 주장하였다(Mount & Barrick, 1995; Stewart, 1999). 성격 5요인 모델에서 성실성은 6가지 하위요인으로 구성되어있다(Costa & McCrae, 1992). 하지만 여러 학자들은 성실성의 두 가지 중요한 구성요인에 초점을 맞추어 성실성의 하위요인을 재정의하였다. 첫 번째 요인은 부지런하고 주도적인 특성을 나타내는 성취(achievement)이고, 다른 요인은 질서정연하고 규율적인 특성인 신뢰(dependability)이다(Barrick & Mount, 1991; Costa, McCrae, & Dye, 1991; DeYoung, Quilty, & Peterson, 2007; Hough, 1992; Stewart, 1999).

Hough(1992)는 237개의 연구가 포함된 메타분석에서 성실성의 성취요인과 신뢰요인 각각의 준거관련 타당도를 보고하였다. 성취요인은 직무숙달, 창의성, 노력이라는 준거 모두에서 신뢰요인보다 높은 상관 값을 보였고, 신뢰요인은 창의성과 부적 상관(-.07)을 나타냈다. 마찬가지로 Barrick과 Mount(1991)는 성실성을 성취와 신뢰로 나누어 수행과의 관련성에 대한 메타분석을 실시하였다. 직무수행 준거로 측정된 질, 노력, 관리 중에서 수행의 질을 제외한 모든 준거에서 성취가 신뢰보다 높은

상관을 보였다. 이러한 연구들은 성격의 하위 요인에 따라 준거변인과의 타당도가 다르게 나타날 수 있음을 시사한다.

Nicole, Karin, Justin 및 José(2006)는 직무수행과 성실성의 관계를 하위요인의 증분타당도를 중심으로 연구하였는데, 직무수행, 과업수행, 직무결정성, 반생산적행동 모두에서 하위요인의 증분타당도가 나타났다. 특히 과업수행에서는 성실성의 하위요인 중 성취요인의 회귀계수가 가장 높게 나타났다. 이러한 선행연구에서 알 수 있듯이 하나의 성격요인 안에 있는 하위요인들 간에도 그 요인들의 특성에 따라 특정 준거를 예측함에 있어 차이가 나타날 수 있다. 성실성과 과업수행 간의 비선형적 관계에서 기술한 것처럼, 성실성이 지나치게 높은 사람들은 경직되어 있고, 융통성이 없으며, 완벽주의에 집착하고(Mount, Oh, & Burns, 2008), 자신의 신념을 완고하게 지키려한다(LePine et al., 2000). 이러한 성실성은 일정 수준 이상에서 과업수행에 부정적인 영향을 미치기 때문에 과업수행과 비선형적 관계를 나타낼 것이라고 언급하였다. 과업수행에 부정적인 영향을 미칠 수 있을 것이라고 가정할 높은 성실성의 부정적 측면은 성실성의 하위요인 중 신뢰요인과 밀접하게 관련되어 있다. ‘경직되어 있다’는 것은 신뢰의 하위 요소 중 단정하고 깔끔함을 추구하는 질서와 관련이 있고, ‘융통성이 없다’는 것은 원칙을 지키려고 하는 소명의식(dutifulness)과 일맥상통한다. 또한 ‘자신의 신념을 지키려고 하는 경향’은 무슨 일이든 심사숙고해서 결정하려는 것과 일맥상통한다.

이러한 관계를 종합적으로 고려할 때, 높은 수준의 신뢰요인은 부지런하고 주도적인 성격을 나타내는 성취요인보다 과업수행에 부정적

인 영향을 미칠 가능성이 더 클 것이라고 예상할 수 있다. 따라서 성실성과 과업수행 간의 비선형적 관계에서 정적 관계가 사라지는 지점(변곡점)의 성실성 수준은 성취요인보다 신뢰요인에서 더 낮을 가능성이 크다. 이러한 추론을 바탕으로 아래의 가설을 도출하였다.

**가설 5.** 성실성과 과업수행 간의 비선형 관계는 성실성의 하위요인에 따라 달라질 것이다. 즉, 성실성의 하위요인 중 신뢰요인과 과업수행의 관계에서의 변곡점이 성취요인과 과업수행의 관계에서의 변곡점보다 더 낮은 성실성 수준에서 나타날 것이다.

#### 직무창의성의 조절효과

직무창의성(job creativity)이란 직무가 얼마나 창의적인 생각이나 행동을 요구하는지를 나타내는 것이고 직무에서의 자율성(autonomy)과 유사한 직무 특성으로 간주될 수 있는 개념이다. Hackman과 Oldham(1980)은 과업의 중요성이나 자율성, 기술 다양성 등 직무의 특성이 개인의 내재적인 만족을 높여주어 직무에 대한 만족이나 이직 그리고 수행에 긍정적인 영향을 미친다고 하였다. 또한 직무특성은 성취감이나 개인의 성장욕구와 같은 고차원적인 만족을 일으킬 수 있는 변인으로 알려져 있다(Hackman & Lawler, 1971).

Le 등(2011)은 성실성과 과업수행 간의 관계를 직무특성 중 하나인 직무 복잡성(complexity)이 조절할 것이라고 가정하여 복잡성이 높은 직무가 낮은 직무에 비해 성실성과 과업수행 간의 정적 관계가 사라지는 변곡점이 더 높은 성실성 수준에서 나타난다는 것을 실증적인 연구를 통해 검증하였다. 이러한 결과는 성실

한 사람들이 직무의 세부적인 부분까지 꼼꼼하게 챙기고 치밀하게 일처리를 하기 때문에 복잡성이 낮은 직무보다는 높은 직무에서 성실성이 과업수행과 더 관련되어 있다는 것을 의미한다.

하지만 직무창의성은 성실성과 과업수행 간의 관계에서 직무복잡성과는 다른 조절효과를 나타낼 가능성이 있다. 왜냐하면 창의성이 많이 요구되는 직무보다는 오히려 창의성이 적게 요구되는 반복적이고 일상적인 직무에서 더 높은 성실성이 요구되기 때문이다. 높은 성실성은 과업에 대한 높은 동기부여와 명확한 목표설정 그리고 그것에 대한 지속성을 통해 보다 좋은 수행을 이끈다(Barrick & Mount, 1991; Gellatly, 1996; Hurtz & Donovan, 2000; Robie & Ryan, 1999). 하지만 앞에서 언급한 성실한 사람이 가지고 있는 부적응적인 경향(Moscato & Salgado, 2004)은 직무에서 애매모호한 것을 견뎌 내거나 상황을 새로운 각도로 바라볼 필요가 있는 것처럼 직무창의성이 높을 때는 오히려 과업수행을 방해할 가능성이 있다. 예를 들어, 창의성이 많이 요구되는 직무(예, 예술이나 광고 분야의 직무)에서는 변화가 많은 업무를 처리하고 새롭고 유용한 아이디어를 많이 내야한다. 따라서 지나치게 성실한 사람은 이전의 방식을 고수하려고 하고 원칙대로 일을 처리하려고 하기 때문에 과업수행의 효율성이 떨어질 수 있다. 반대로 창의성이 상대적으로 적게 요구되는 직무(예, 회계 관련 직무나 공무원)에서는 새로운 아이디어나 업무처리방식보다는 정확하고 원칙에 따라 일을 처리해야 한다. 이런 경우에는 원칙을 성실하게 준수하고 맡은바 본분을 충실히 하는 성실성이 과업수행과 관련성이 높을 것이다. 따라서 직무창의성의 수준에 따라 성실성

과 과업수행 간의 비선형적 관계에서 변곡점이 다르게 나타날 가능성이 있다고 추론할 수 있다. 이러한 추론을 바탕으로 다음과 같은 가설을 세웠다.

**가설 6.** 직무창의성은 성실성과 과업수행 간의 비선형적 관계를 조절할 것이다. 즉, 창의성이 많이 요구되는 직무보다는 적게 요구되는 직무에서 성실성과 과업수행 간의 정적 관계가 사라지는 변곡점이 더 높은 성실성 수준에서 나타날 것이다.

## 방 법

### 조사대상 및 자료수집 절차

국내 기업에 종사하고 있는 직장인 246명을 대상으로 설문조사를 실시하였다. 설문지는 자기보고용과 타인평정용으로 구성하였다. 타인평정 설문지는 조사대상자의 과업수행과 맥락수행을 측정하기 위해 사용되었다. 수집된 설문지 중 미응답 문항이 다수 포함되어 있거나 불성실하게 응답한 12부를 제외하였다. 타인평정에 있어 평가 대상자가 타인평정의 결과를 알게 될 가능성이 있는 경우에는 타인평정을 하는 평가자에게 영향을 미칠 수 있다. 타인평정 자료 수집 과정에서 이러한 편파가 개입되었다고 판단한 경우와 평가대상자와 함께 근무한 기간이 3개월 미만이어서 타인 수행에 대한 정확한 평가를 할 수 없다고 판단한 경우를 합쳐 23부를 추가로 제외한 후, 총 211명에 대한 자료를 최종적으로 통계분석에 사용하였다.

분석에 포함된 211명의 대상자 중 남성이



119명(56.4%), 여성이 92명(43.6%)으로 남성 대상자가 조금 더 많았지만 두 성별이 비슷한 비율이었다. 연령은 20대가 81명(38.4%), 30대가 91명(43.1%), 40~50대가 39명(18.5%)으로 20~30대가 대부분을 차지하였다. 근속년수는 4개월부터 325개월까지의 분포를 보였으며, 평균적으로 6년 3개월 정도의 근속년수를 가지고 있었으며, 표준편차는 6년 6개월이었다. 직급은 사원급이 92명(43.6%)으로 가장 많았고, 대리급이 64명(30.3%), 과장급이 25명(11.8%), 차장급이 26명(12.3%), 부장급 이상이 4명(1.9%)으로 나타났다. 직무분야는 관리 및 지원이 107명(50.7%)으로 가장 많았고, 영업이 23명(10.9%), 연구 및 개발이 23명(10.9%), 생산 및 기술이 20명(9.5%), 기타 직무가 38명(18%)이었다.

조사대상자의 수행을 평정한 타인평가자 211명 중 남성이 83명(39.3%), 여성이 128명(60.7%)로 여성이 더 많은 비율을 보였다. 연령은 20대가 163명(77.3%), 30대가 38명(18%), 40대가 10명(4.7%)이었다. 평가대상자와 함께 근무한 기간은 최소 4개월부터 최대 63개월로 평균적으로 1년 4개월 동안 알고지낸 대상자에 대해 평정하였으며, 함께 근무한 기간의 표준편차는 10개월 정도였다.

#### 측정도구

##### 성실성

성실성은 Costa와 McCrae(1992)가 개발한 5요인 성격 척도(NEO-PI)의 국내 판권을 가지고 있는 PSI컨설팅에서 번안하여 우리나라 자료를 얻어 표준화한 NEO PI-R의 48개 문항 중, 본 연구 목적에 맞고 신뢰도가 높은 문항을 각 하위요인 별로 4개씩 선별하여 총 24개의

문항으로 측정하였다. 성실성의 하위요인에 따라 성실성과 과업수행 간 비선형적 관계가 달라질 것이라는 가설을 검증하기 위하여 하위요인 별로 같은 수의 문항을 선별하였다. 각 문항은 Likert 5점 척도로 구성되어 있었으며, 자기보고 형식으로 측정하였다. 24개 문항으로 측정된 성실성의 신뢰도 계수(Cronbach  $\alpha$ )는 .90이었다. 성실성의 하위요인 중 성취요인의 예시 문항은 “나는 매우 유능한 사람이다”, “나는 분명한 목표를 세우고 체계적으로 추진해 나간다” 등이고, 신뢰요인의 예시 문항은 “나는 일처리에 있어 철저하고 엄격하다”, “나는 깊이 생각한 후에야 결정을 내린다” 등이다.

##### 정서적 안정성

정서적 안정성은 Costa와 McCrae(1992)가 개발한 5요인 성격 척도(NEO-PI)의 국내 판권을 가지고 있는 PSI컨설팅에서 번안하여 우리나라 자료를 얻어 표준화한 NEO PI-R의 48개의 문항 중 본 연구와 적합하고, 신뢰도가 높은 12개의 문항을 사용하였다. 각 문항은 Likert 5점 척도로 구성되어 있었으며, 자기보고 형식으로 측정하였다. 12개 문항으로 측정된 정서적 안정성의 신뢰도 계수(Cronbach  $\alpha$ )는 .80이었다. 정서적 안정성의 예시 문항은 “나는 일이 잘못되지 않을까 걱정할 때가 있다”, “나는 충동적으로 어떤 일을 하고는 나중에 후회하곤 한다” 등이다.

##### 과업수행

과업수행은 김도영과 유태용(2002)이 개발한 과업수행 6개 문항을 사용하여 측정하였다. 문항은 Likert 5점 척도로 구성되어 있었으며, 타인평정 방식을 사용하여 상사나 동료가 조

사대상자의 과업수행을 평정하였다. 6개 문항으로 측정된 과업수행의 신뢰도 계수(Crombach  $\alpha$ )는 .71이었다. 타인이 평정한 과업수행의 예시 문항은 “맡은 업무를 항상 정확하고 깔끔하게 처리한다”, “동료에 비해 탁월한 업무수행을 보인다” 등이다.

### 맥락수행

본 연구에서는 김도영과 유태용(2002)의 맥락수행 7개 요인 66개 문항들 중 요인부하량이 높은 13개 문항을 추려 Likert 5점 척도로 타인평정 방식을 사용하여 맥락수행을 측정하였다. 13개 문항으로 측정된 맥락수행의 신뢰도 계수(Crombach  $\alpha$ )는 .90이었다. 타인이 평정한 맥락수행의 예시 문항은 “회사가 어려움에 처하면 회사에 도움이 되는 행동을 자발적으로 한다”, “동료나 신입사원의 애로사항을 앞장서서 해결해 준다.” 등이다.

### 직무창의성

직무창의성이란 본인의 직무가 얼마나 창의적이며, 창의적인 생각이나 행동을 요구하는가에 대한 개인의 지각을 의미한다. 장재윤과 박영석(2000)은 창의적 작업환경을 측정하기 위하여 미국에서 개발된 KEYS 척도(Amabile, Conti, Coon, Lazenby, & Herron, 1996)를 한국 기업조직들을 대상으로 타당화하였다. KEYS 척도에는 업무환경에서 창의성 발휘정도를 측정하는 6개 문항이 포함되어 있다. 본 연구에서는 이러한 6개 문항 중 직무에서의 창의성과 직접적인 관련이 없는 2개 문항을 제외하고 직무창의성을 측정하기에 적합하도록 문항의 내용을 일부 수정하여 4개 문항으로 직무창의성을 측정하였다. 자기보고 방식을 사용하여 Likert 5점 척도로 측정하였고, 4개 문항

으로 측정된 직무창의성의 신뢰도 계수(Crombach  $\alpha$ )는 .92이었다. 문항의 예로는 “나의 직무는 창의성을 요구한다”, “현재 나는 매우 창의적인 직무를 하고 있다고 생각한다” 등이다.

### 분석방법

본 연구에 사용된 변인들 간의 관계를 알아보기 위해 SPSS 18.0을 사용하였다. 변인들 간의 상호관련성을 알아보기 위해 상관분석을 실시하였으며, 성격과 수행의 비선형적인 관계를 알아보기 위하여 위계적 다차항 회귀분석 방법을 사용하였다. 분석단계로 1단계에서 통제 변인인 인구통계학적 변인을 예측변인으로 투입하고, 2단계에 성격요인을 투입하였다. 3단계로 성격요인의 제곱항(quadratic term)을 투입하였다. 성격요인 2차항의 증분타당도를 통해 성격과 직무수행 사이의 비선형적인 관계를 검증하였다. 직무창의성의 조절효과를 위계적 다차항 회귀분석의 4단계에 직무창의성, 직무창의성과 성실성의 상호작용 항, 직무창의성과 성실성 제곱의 상호작용 항을 투입하여 상호작용 항의 증분타당도를 통해 검증하였다. 위계적 다차항 회귀 방정식은 아래와 같다.

$$Y = B_0 + B_1X + B_2X^2 + \epsilon. \dots (1)$$

성격요인과 직무수행 간의 비선형적 관계에서 정적 관계가 사라지는 변곡점(inflexion point)의 성격요인 값은 다음과 같은 공식(Weisberg, 2005)을 사용하여 구하였다.

$$X_{\text{변곡점}} = -B_1 / 2B_2. \dots \dots (2)$$

**결 과**

**측정변인들의 기술통계치와 상호상관**

본 연구에 포함된 변인들 간의 관련성을 살펴보기 위해 먼저 상관분석을 실시하였으며, 측정변인들의 평균, 표준편차, 상호상관을 표 1에 제시하였다. 분석결과, 본 연구의 예측변인인 성실성은 과업수행( $r=.376, p<.01$ ), 맥락수행( $r=.151, p<.05$ ), 직무창의성( $r=.380, p<.01$ ), 정서적 안정성( $r=.404, p<.01$ )과 정적인 상관을 보였고, 정서적 안정성은 과업수행( $r=.482, p<.01$ ), 맥락수행( $r=.236, p<.01$ ), 직무창의성( $r=.448, p<.01$ )과 정적인 상관을 보였다. 성실성과 정서적 안정성은 모두 준거변인인 과업수행, 맥락수행과 정적인 상관을 보이는 것으로 나타났다.

**성격과 직무수행 간의 비선형적 관계**

**성실성과 과업수행의 비선형적 관계**

성실성과 과업수행의 비선형적 관계를 검증하기 위해 위계적 다차항 회귀분석을 실시하였다. 1단계에 과업수행에 영향을 미칠 것이라고 판단되는 인구통계학적 변인(성별, 나이,

표 2. 성실성과 과업수행의 비선형적 관계

단계	변인	과업수행		
		$\beta$	$R^2$	$\Delta R^2$
1	인구통계변인		.073**	
2	성실성	.455***	.236***	.163***
3	성실성	.500***	.257**	.021**
	성실성 x 성실성	-.151**		

N=211, \*\* $p<.01$ , \*\*\* $p<.001$

근속년수, 직급)들을 투입하여 영향을 통제하였다. 2단계에서는 예측변인인 성실성을 투입하였으며, 마지막 3단계에 성실성의 제곱항(성실성x성실성)을 투입하였다. 제곱항은 성실성의 센터링 값을 사용하여 산출하였다. 분석결과가 표 2에 제시되어 있다.

분석 결과, 3단계에 성실성의 제곱항을 투입하였을 때 회귀모형의 설명량( $\Delta R^2=.021, p<.01$ )이 유의하게 증가하였다. 또한 성실성 제곱항의 회귀계수( $\beta=-.151, p<.01$ )가 음(-)의 값으로 나타나서 성실성과 과업수행 간의 관계가 역U자형임을 알 수 있다. 그림 1은 성실성과 과업수행 간의 비선형적 관계를 그래프로 나타낸 것이다.

그림 1에서 보듯이 성실성의 표준점수 1.65

표 1. 측정변인들의 평균, 표준편차 및 상호상관

변인	M	SD	1	2	3	4	5
1 성실성	3.61	.46	(.90)				
2 정서적 안정성	3.20	.48	.404**	(.80)			
3 직무창의성	3.07	.79	.380**	.448**	(.92)		
4 과업수행	3.29	.41	.376**	.482**	.258**	(.71)	
5 맥락수행	3.44	.51	.151*	.236**	.110	.517**	(.90)

N=211, \* $p<.05$ , \*\* $p<.01$  ( ) 값은 변인의 신뢰도 값임.

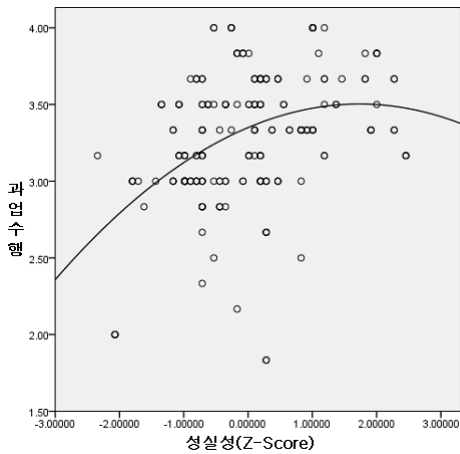


그림 1. 성실성과 과업수행의 비선형적 관계

점에서 과업수행이 감소되는 변곡점이 나타났다. 이러한 결과로부터 성실성과 과업수행 간의 관계가 처음에는 정적이었다가 성실성이 높아짐에 따라 관계가 약해지며 더 높아지면 관계가 사라지는 곡선적 관계를 보인다는 것을 알 수 있다. 즉, 변곡점 이상의 성실성에서는 과업수행이 더 이상 증가하지 않고, 다소 감소한다는 것을 알 수 있다. 따라서 성실성과 과업수행이 비선형적인 관계를 가질 것이라는 가설 1이 지지되었다.

**성실성과 맥락수행의 비선형적 관계**

성실성과 맥락수행의 비선형적 관계를 검증하기 위해 위계적 다차항 회귀분석을 실시하였다. 1단계에 맥락수행에 영향을 미칠 것이라고 판단되는 인구통계학적 변인들을 투입하여 영향을 통제하였다. 2단계에서는 예측변인인 성실성을 투입하였으며, 마지막 3단계에 성실성의 제곱항을 투입하였다. 제곱항은 성실성의 센터링 값을 사용하여 산출하였다. 분석 결과가 표 3에 제시되어 있다.

분석 결과, 3단계에 성실성의 제곱항을 투

표 3. 성실성과 맥락수행의 비선형적 관계

단계	변인	맥락수행		
		$\beta$	$R^2$	$\Delta R^2$
1	인구통계변인		.09**	
2	성실성	.188**	.188**	.028**
3	성실성	.229**	.135**	.017*
	성실성 x 성실성	-.140*		

N=211, \* $p < .05$ , \*\* $p < .01$

입하였을 때 회귀모형의 설명량( $\Delta R^2 = .017$ ,  $p < .05$ )이 유의하게 증가하였다. 또한 성실성 제곱항의 회귀계수( $\beta = -.140$ ,  $p < .05$ )가 음(-)의 값으로 나타나서 성실성과 맥락수행 간의 관계가 역U자형임을 알 수 있다. 그림 2는 성실성과 맥락수행 간의 비선형적 관계를 그래프로 나타낸 것이다.

그림 2에서 보듯이 성실성의 표준점수 0.82 점에서 맥락수행이 감소되는 변곡점이 나타났다. 이러한 결과로부터 성실성과 맥락수행 간의 관계가 처음에는 정적이었다가 성실성이 높아짐에 따라 관계가 약해지며 더 높아지면

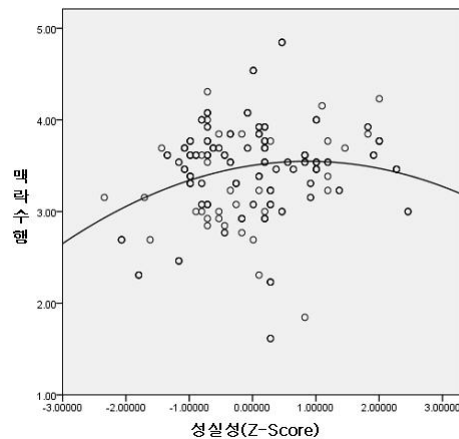


그림 2. 성실성과 맥락수행의 비선형적 관계

관계가 사라지는 곡선적 관계를 보인다는 것을 알 수 있다. 즉, 변곡점 이상의 성실성에서는 과업수행이 더 이상 증가하지 않고, 다소 감소한다는 것을 알 수 있다. 따라서 성실성과 맥락수행이 비선형적인 관계를 가질 것이라는 가설 2가 지지되었다.

**정서적 안정성과 과업수행의 비선형적 관계**

정서적 안정성과 과업수행의 비선형적 관계를 검증하기 위해 위계적 다차항 회귀분석을 실시하였다. 1단계에 과업수행에 영향을 미칠 것이라고 판단되는 인구통계학적 변인들을 투입하여 영향을 통제하였다. 2단계에서는 예측 변인인 정서적 안정성을 투입하였으며, 마지막 3단계에 정서적 안정성의 제곱항을 투입하였다. 제곱항은 정서적 안정성의 센터링 값을 사용하여 산출하였다. 분석 결과가 표 4에 제시되어 있다.

분석 결과, 3단계에 정서적 안정성의 제곱항을 투입하였을 때 회귀모형의 설명량( $\Delta R^2 = .031, p < .01$ )이 유의하게 증가하였다. 또한 정서적 안정성 제곱항의 회귀계수( $\beta = -.183, p < .01$ )가 음(-)의 값으로 나타나서 정서적 안정성과 과업수행의 관계가 역U자형임을 알 수 있다. 그림 3은 정서적 안정성과 과업수행 간의

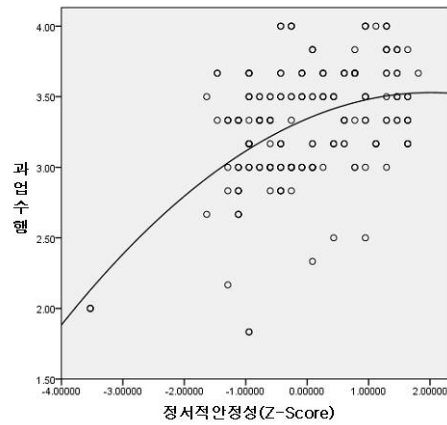


그림 3. 정서적 안정성과 과업수행의 비선형적 관계

의 비선형적 관계를 그래프로 나타낸 것이다.

그림 3에서 보듯이 정서적 안정성의 표준점수 1.17점에서 과업수행이 감소되는 변곡점이 나타났다. 이러한 결과로부터 정서적 안정성과 과업수행 간의 관계가 처음에는 정적이었다가 정서적 안정성이 높아짐에 따라 관계가 약해지며 더 높아지면 관계가 사라지는 곡선적 관계를 보인다는 것을 알 수 있다. 즉, 변곡점 이상의 정서적 안정성에서는 과업수행이 더 이상 증가하지 않는다는 것을 알 수 있다. 따라서 정서적 안정성과 과업수행이 비선형적인 관계를 가질 것이라는 가설 3이 지지되었다.

표 4. 정서적 안정성과 과업수행의 비선형적 관계

단계	변인	과업수행		
		$\beta$	$R^2$	$\Delta R^2$
1	인구통계변인		.073**	
2	정서적 안정성	.471***	.286***	.213***
3	정서적 안정성 정서적 안정성 x 정서적 안정성	.430*** -.183**	.317***	.031**

N=211, \*\* $p < .01$ , \*\*\* $p < .001$

**정서적 안정성과 맥락수행의 비선형적 관계**

정서적 안정성과 맥락수행의 비선형적 관계를 검증하기 위해 위계적 다차항 회귀분석을 실시하였다. 1단계에 맥락수행에 영향을 미칠 것이라고 판단되는 인구통계학적 변인들을 투입하여 영향을 통제하였다. 2단계에서는 예측 변인인 정서적 안정성을 투입하였으며, 마지막 3단계에 정서적 안정성의 제곱항을 투입하였다. 제곱항은 정서적 안정성의 센터링 값을 사용하여 산출하였다. 분석 결과가 표 5에 제시되어 있다.

분석 결과, 3단계에 정서적 안정성의 제곱항을 투입하였을 때 회귀모형의 설명량( $\Delta R^2 = .002$ , *n.s.*)이 유의하게 증가하지 않았다. 또한 정서적 안정성 제곱항의 회귀계수( $\beta = .043$ ,

*n.s.*) 역시 음(-)의 값을 나타내지 않았다. 따라서 정서적 안정성과 맥락수행이 비선형적 관계를 가질 것이라는 가설 4는 지지되지 않았다.

**성실성의 하위요인에 따른 과업수행과의 비선형적 관계**

성실성의 하위요인에 따라 성실성과 과업수행의 비선형적 관계가 다를 것이라는 가설을 검증하기 위하여 성실성을 성취요인과 신뢰요인으로 구분하여 하위요인별로 위계적 다차항 회귀분석을 실시하였다. 1단계에 과업수행에 영향을 미칠 것이라고 판단되는 인구통계학적 변인(성별, 나이, 근속년수, 직급)들을 투입하

표 5. 정서적 안정성과 맥락수행의 비선형적 관계

단계	변인	맥락수행		
		$\beta$	$R^2$	$\Delta R^2$
1	인구통계변인		.09**	
2	정서적 안정성	.213**	.133**	.043**
3	정서적 안정성	.222**	.135**	.002
	정서적 안정성 x 정서적 안정성	.043		

N=211, \* $p < .05$ , \*\* $p < .01$ , \*\*\* $p < .001$

표 6. 성취요인과 과업수행의 비선형적 관계

단계	변인	과업수행		
		$\beta$	$R^2$	$\Delta R^2$
1	인구통계변인		.073**	
2	성취요인	.379***	.198***	.135***
3	성취요인	.388***	.219***	.021*
	성취요인 x 성취요인	-.147*		

N=211, \* $p < .05$ , \*\* $p < .01$ , \*\*\* $p < .001$

표 7. 신뢰요인과 과업수행의 비선형적 관계

단계	변인	과업수행		
		$\beta$	$R^2$	$\Delta R^2$
1	인구통계변인		.073**	
2	신뢰요인	.284***	.136***	.078***
3	신뢰요인	.342***	.152***	.016*
	신뢰요인 x 신뢰요인	-.139*		

N=211, \* $p < .05$ , \*\* $p < .01$ , \*\*\* $p < .001$

여 영향을 통제하였다. 2단계에서는 예측변인으로 성실성의 하위요인 중 성취요인을 투입하였으며, 마지막 3단계에 성취요인의 제공항(성취요인x성취요인)을 투입하였다. 제공항은 성취요인의 센터링 값을 사용하여 산출하였다. 마찬가지로 성실성의 하위요인인 신뢰요인 역시 위와 동일한 방법으로 분석하였다. 이러한 분석 결과가 표 6과 표 7에 제시되어 있다.

분석 결과, 표 6에서 3단계에 성취요인의 제공항을 투입하였을 때 회귀모형의 설명량( $\Delta R^2 = .021, p < .05$ )이 유의하게 증가하였다. 또한 성취요인 제공항의 회귀계수( $\beta = -.147, p < .05$ )가 음(-)의 값으로 나타나서 성취요인과 과업수행의 관계가 역U자형임을 알 수 있다. 마찬가지로 표 7에서 3단계에 신뢰요인의 제공항을 투입하였을 때 회귀모형의 설명량( $\Delta R^2 = .016, p < .05$ )이 유의하게 증가하였다. 또한

신뢰요인 제공항의 회귀계수( $\beta = -.139, p < .05$ )가 음(-)의 값을 지녀서 신뢰요인과 과업수행의 관계가 역U자형임을 알 수 있다. 이처럼 성실성의 두 개 하위요인 모두 과업수행과 비선형 관계를 갖는 것으로 나타났다.

성실성의 하위요인에 따라 과업수행과의 비선형적 관계가 다른지를 알아보기 위해 Weisberg(2005)가 제안한 2차 회귀방정식의 변곡점을 구하는 방법을 사용하여 성취요인과 신뢰요인의 2차 회귀식에서의 변곡점을 구하였다. 이러한 결과가 표 8에 제시되어 있다.

그림 4와 그림 5에서 보듯이, 성실성의 하위요인인 성취요인과 신뢰요인에 따라 과업수행과의 비선형관계에서의 변곡점이 달라지는 것으로 나타났다. 표 8을 보면, 성취요인은 표 준점수 1.32에서 과업수행과의 정적인 관계가 사라지는 변곡점이 나타났고, 신뢰요인은 표

표 8. 성실성 하위요인에 따른 과업수행과의 비선형관계에서의 변곡점

하위요인 - 수행	회귀 계수(B)			변곡점 (Z-Score)
	절편( $B_0$ )	1차식( $B_1$ )	2차식( $B_2$ )	
성취 - 과업수행	1.95	.388	-.147	1.32
신뢰 - 과업수행	2.08	.342	-.139	1.23

$Z_{\text{변곡점}} = -B_1/2B_2$

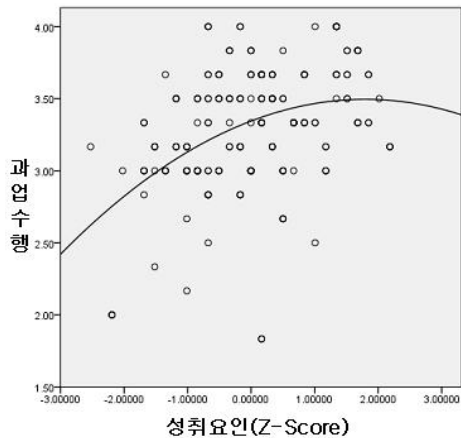


그림 4. 성취요인과 과업수행의 비선형적 관계

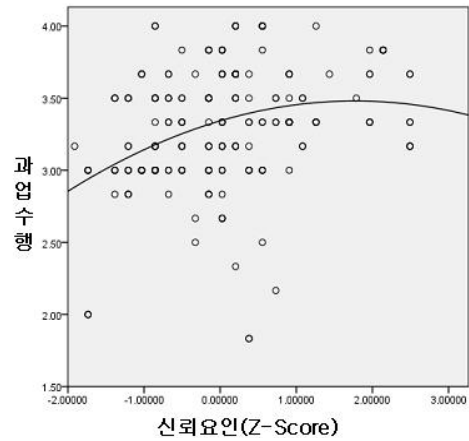


그림 5. 신뢰요인과 과업수행의 비선형적 관계

준점수 1.23에서 과업수행과의 정적인 관계가 사라지는 변곡점이 나타났다.

따라서 성실성의 하위요인 중 신뢰요인과 과업수행의 관계에서의 변곡점이 성취요인과 과업수행의 관계에서의 변곡점보다 더 낮은 성실성 수준에서 나타날 것이라는 가설 5가 지지되었다.

성실성과 과업수행 간 관계에서 직무창의성의 조절효과

성실성과 과업수행의 비선형적 관계에 있어 직무창의성의 조절효과를 검증하기 위해 위계적 다차항 회귀분석을 실시하였다. 1단계에 과업수행에 영향을 미칠 것이라고 판단되는

표 9. 성실성과 과업수행 간 관계에서 직무창의성의 조절효과

단계	변인	과업수행		
		$\beta$	$R^2$	$\Delta R^2$
1	인구통계변인		.073**	
2	성실성	.455***	.236***	.163**
3	성실성	.500***	.257***	.021*
	성실성 x 성실성	-.151*		
	성실성	.386***		
4	성실성 x 성실성	-.009	.300***	.043**
	직무창의성	-.28		
	성실성 x 직무창의성	-.25**		
	성실성 <sup>2</sup> x 직무창의성	.109		

N=211, \* $p < .05$ , \*\* $p < .01$ , \*\*\* $p < .001$



인구통계학적 변인들을 투입하여 영향을 통제하였다. 2단계에서는 예측변인인 성실성을 투입하였으며, 3단계에 성실성의 제공항을 투입하였다. 마지막으로 4단계에 직무창의성, 성실성과 직무창의성의 상호작용항, 성실성 제공과 직무창의성의 상호작용항을 투입하였다. 성실성과 직무창의성의 상호작용항은 성실성과 직무창의성의 센터링 값을 사용하여 산출하였다. 분석 결과가 표 9에 제시되어 있다.

표 9에서 보듯이, 4단계에 직무창의성, 성실성과 직무창의성의 상호작용 항, 성실성 제공과 직무창의성의 상호작용 항을 투입하였을 때 회귀모형의 설명량( $\Delta R^2=.043, p<.01$ )이 유

의하게 증가하였다. 또한 성실성과 직무창의성 간의 상호작용 항의 회귀계수( $\beta=-.25, p<.01$ )가 유의하게 나타나 직무창의성은 성실성과 과업수행 간의 비선형적 관계를 조절하는 것으로 밝혀졌다. 이러한 결과가 가설에서 예측한 방향과 일치하는지를 확인하기 위해 직무창의성 값을 평균 $\pm 1SD$ 를 기준으로 높은 수준과 낮은 수준으로 구분하여 상호작용 그래프를 작성하였다. 그림 6와 그림 7에서 보듯이, 직무창의성이 높은 경우와 낮은 경우에 성실성과 과업수행 간의 비선형적 관계가 다르게 나타났다. 성실성과 과업수행의 비선형적 관계의 변곡점은 창의성이 많이 요구되는

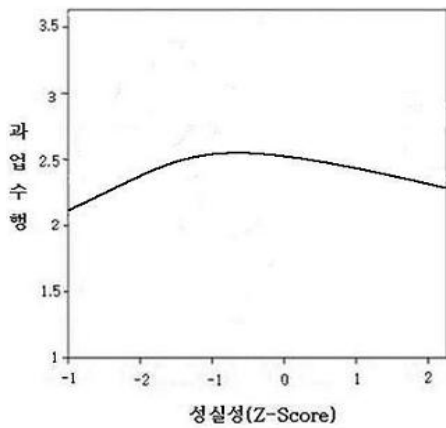


그림 6. 직무창의성이 높을 때 성실성과 과업수행의 관계

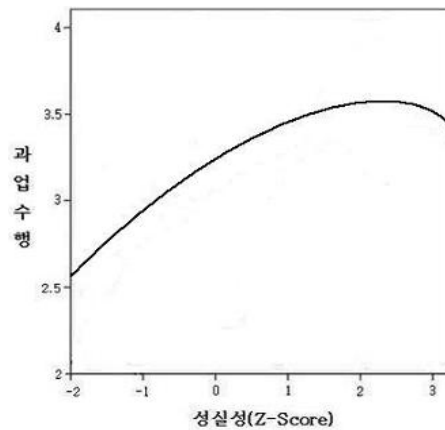


그림 7. 직무창의성이 낮을 때 성실성과 과업수행의 관계

표 10. 직무창의성에 따른 성실성과 과업수행 간의 비선형적 관계에서의 변곡점

성격-수행	회귀 계수(B)			변곡점 (Z-Score)
	절편( $B_0$ )	1차식( $B_1$ )	2차식( $B_2$ )	
성실성 - 과업수행				
낮은 직무창의성(-1SD)	2.67	0.636	-0.12	2.65
높은 직무창의성(+1SD)	2.11	0.136	0.1	-0.68

$$Z_{\text{변곡점}} = -B_1/2B_2$$

직무보다는 적게 요구되는 직무에서 성실성과 과업수행 간의 정적 관계가 사라지는 변곡점이 더 높은 성실성 수준에서 나타났다. 직무 창의성이 높은 경우와 낮은 경우의 변곡점의 값을 알아보기 위해 Weisberg(2005)가 제안한 2차 회귀방정식의 변곡점을 구하는 방법을 사용하였다. 이러한 결과를 표 10에 제시하였다. 직무창의성이 높은 직무에서는 성실성의 표준점수 -0.68에서 성실성과 과업수행의 정적인 관계가 사라지는 변곡점이 나타났고, 직무창의성이 낮은 직무에서는 성실성의 표준점수 2.65에서 성실성과 과업수행의 정적인 관계가 사라지는 변곡점이 나타났다. 따라서 창의성이 많이 요구되는 직무보다는 적게 요구되는 직무에서 성실성과 과업수행 간의 정적 관계가 사라지는 변곡점이 더 높은 성실성 수준에서 나타날 것이라는 가설 6이 지지되었다.

## 논 의

본 연구의 목적은 첫째, 성격 특성들(성실성, 정서적 안정성)과 직무수행(과업수행, 맥락수행) 간의 비선형적 관계를 검증하고, 둘째, 성실성의 하위요인(성취, 신뢰)에 따라 성실성과 과업수행 간의 비선형적 관계가 달라지는지를 알아보고, 셋째, 성실성과 과업수행 간의 비선형적 관계에 있어서 직무특성 변인인 직무창의성의 조절효과를 검증하는 데 있었다.

본 연구로부터 밝혀진 결과들은 다음과 같다. 첫째, 성실성과 과업수행 간의 관계는 성실성이 낮은 수준에서는 성실성과 과업수행 간의 관계가 정적이었다가 성실성이 높아짐에 따라 관계가 약해지고 더 높아지면 관계가 사라지는 곡선적 관계를 나타냈다. 이러한 결과

는 지나치게 높은 성실성은 과업수행에 더 이상 긍정적인 영향을 미치지 않는다는 것을 의미한다. 지나치게 성실한 사람은 경직되어 있고, 융통성이 없으며, 완벽주의에 집착하고, 작은 부분에 과도하게 주의를 기울임으로써 직무상의 중요한 목표를 간과할 수 있기 때문이다(Mount, Oh, & Burns, 2008). 또한 성실성이 지나치게 높은 사람들은 자신의 신념을 완고하게 지키려는 경향이 있어, 새로운 지식과 기술의 학습을 방해하여 수행을 저하시킨다(LePine, Colquitt, & Erez, 2000; Martocchio & Judge, 1997). 이러한 결과는 매우 높은 수준의 성실성이 직무수행에 도움이 되지 못할 수 있다고 주장한 Moscoso와 Salgado(2004)의 연구와 성실성과 과업수행 간의 곡선적 관계를 실증적으로 보여준 Le 등(2011)의 결과와도 일치한다.

둘째, 성실성과 맥락수행 간의 관계에서도 과업수행과의 관계와 유사하게 성실성이 낮은 수준에서는 성실성과 맥락수행 간의 관계가 정적이었다가 성실성이 높아짐에 따라 관계가 약해지고 더 높아지면 관계가 사라지는 곡선적 관계가 나타났다. 성실성과 맥락수행 간의 비선형적 관계에 대해서는 국내외에서 연구가 거의 이루어지지 않은 실정이기 때문에 이러한 관계를 해석하기 위한 이론적 배경 역시 매우 부족하다. 다만 최근에 Le 등(2011)이 맥락수행과 매우 유사한 개념인 조직시민행동과 성실성 간에 곡선적 관계가 존재한다는 것을 밝혔을 뿐이다. 맥락수행과 같은 자발적이고 직무 외적인 작업 행동들은 개인의 특성이나 환경적인 요인에 의해 어느 정도 수준까지는 증가하지만 선형적으로 계속 증가하지 않고 성실성이 일정수준 이상이 되면 맥락수행은 더 이상 증가되지 않는다는 것을 알 수 있다.

셋째, 정서적 안정성은 과업수행과 곡선적 관계를 보이지만 맥락수행과는 비선형적 관계를 갖지 않는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 정서적 안정성이 맥락수행과는 선형적 관계를 지니지만, 과업수행과의 관계에서는 Yerkes-Dodson(1908) 법칙과 유사하게 지나치게 높은 정서적 안정성이 과업수행에 오히려 부정적인 영향을 미칠 수 있다는 것을 시사한다. 이러한 결과는 과도하게 주의집중 자원이 할당되면 이 중 일부는 사용되지 않고 낭비되기 때문에, 자기 조절과 수행 간의 관계가 비선형적일 수 있다는 능력-동기 상호작용 모델로도 해석할 수 있다(Kanfer & Ackerman, 1989).

넷째, 성실성의 하위요인인 성취요인과 신뢰요인에 따라 과업수행과의 비선형 관계에서의 타당도와 변곡점이 다르게 나타나는 것으로 밝혀졌다. 신뢰요인과 과업수행 간의 정적 관계가 성취요인과 과업수행 간의 정적 관계보다 먼저 사라지는 결과가 나타났는데, 이러한 결과는 성실성이 과업수행에 미치는 부정적 영향이 성실성의 하위요인인 신뢰요인과 주로 관련되어 있기 때문이라고 해석할 수 있다. ‘경직되어 있다’는 것은 신뢰의 하위 요소 중에 단정하고 깔끔함을 추구하는 질서와 관련이 있고, ‘융통성이 없다’는 것은 원칙을 지키려고 하는 성향과 일맥상통한다.

마지막으로, 직무창의성이 높을 때 보다 낮을 때 성실성과 과업수행 간의 정적 관계가 사라지는 변곡점이 성실성의 더 높은 수준에서 나타나서 직무창의성이 성실성과 과업수행 간의 비선형 관계를 조절하는 것으로 밝혀졌다. 이러한 결과로부터 창의성이 많이 요구되는 직무(예, 광고 분야의 직무)에서는 변화가 많은 업무를 처리하고 새롭고 유용한 아이디어를 많이 내야 하기 때문에 지나치게 성실한

사람은 이전의 방식을 고수하려고 원칙대로 일을 처리함으로써 과업수행의 효율성이 떨어질 수 있음을 알 수 있다. 하지만 창의성이 상대적으로 적게 요구되는 직무(예, 회계 관련 직무)에서는 새로운 아이디어나 업무처리방식보다는 정확하고 원칙에 따라 일을 처리하는 것이 중요하므로 원칙을 성실하게 준수하고 맡은바 본분을 충실히 하는 성실성이 과업수행을 향상시킬 것이다.

본 연구는 다음과 같은 학문적 의의를 지니고 있다. 첫째, 국내에서 처음으로 성격특성과 직무수행 간의 비선형적인 관계에 대한 검증을 시도하였다. 지금까지 국내외 연구들은 주로 성격과 직무수행 간의 선형적인 관계만을 다루어왔고 이러한 비선형성을 다룬 연구는 매우 적은 실정이다. 또한 성격과 수행의 비선형적 관계에 대한 선행연구들조차도 일치된 결과를 보여주지 못하였다(LaHuis et al., 2005; Le et al., 2011; Robie & Ryan, 1999). 본 연구는 지금까지 국내외적으로 많이 시도되지 않았던 성격과 수행 간의 비선형적 관계를 검증함으로써 앞으로의 성격과 수행 간의 관계에 대한 연구에 시사점을 주고 비선형적 관계에 대한 연구를 촉발할 수 있는 계기를 제공하였다는 데 의의가 있다.

둘째, 직무수행에 대한 예측변인으로서 성격의 타당도를 증가시킬 수 있는 가능성을 제공했다는 데 의의가 있다. 기존의 성격과 수행 간 관계에서는 선형적 가정에 근거하여 타당도를 산출하고 이러한 타당도를 근거로 효율성 분석을 실시하였다. 하지만 수행에 대한 예측변인으로 성격은 아직 충분한 타당도를 지니고 있지 못하다. 성격과 수행 간 관계에서 2차식 효과가 증분타당도를 지닌다는 것은 인사선발 장면에서 성격검사의 타당도를 증가

시킬 수 있는 가능성을 제공할 수 있다.

셋째, 성실성의 하위요인들과 과업수행 간의 비선형적 관계가 다르게 나타난다는 것을 처음으로 밝혔다는 데 의의가 있다. Mount와 Barrick(1995)은 메타분석을 통해 성격의 상위요인은 전반적인 수행을 타당하게 예측하지만 세부적인 수행들에 대한 예측에는 성격의 하위요인을 사용해야 한다고 주장하였다. 이러한 결과는 성격의 하위요인이 수행에 미치는 영향이 다를 수 있음을 시사한다. 성격의 하위요인들과 수행 간의 선형적 관계를 다룬 연구는 많이 있지만, 성격의 하위요인들과 수행 간에 비선형적 관계가 존재함을 밝히고 더 나아가 수 있고 이러한 비선형적 관계의 형태가 하위요인에 따라 달라질 수 있다는 것을 밝힌 연구는 지금까지 없었다.

넷째, 성실성과 과업수행의 비선형관계에 대한 직무창의성의 조절효과를 처음으로 밝혔다는 데 의의가 있다. Le 등(2011)은 성실성과 과업수행 간의 비선형적 관계에서 직무복잡성이 조절역할을 한다는 것을 보고하였다. 직무복잡성은 본 연구에서 다룬 직무창의성과는 반대 방향으로 조절역할을 하여 복잡한 직무에서 성실성과 과업수행 간의 변곡점이 더 높게 나타났다. 왜냐하면 복잡한 직무에서는 세부적인 부분까지 꼼꼼하게 챙겨야지만 더 좋은 과업수행을 할 수 있기 때문이다. 하지만 본 연구에서는 직무가 창의성을 많이 요구하는 경우에는 지나친 성실성이 오히려 부정적 영향을 미칠 수 있다는 것을 처음으로 발견하였다. 수행의 예측변인으로서 성격의 타당도는 모든 직무나 상황에 걸쳐 일반화될 수 있다고 여겨지지만 이 연구에서 밝혀진 결과는 담당하는 직무의 특성에 따라 성격의 타당도가 달라질 수 있다는 점을 시사한다. 본 연구

에서는 창의성이 많이 요구되는 직무맥락에서 성실성과 과업수행의 관계가 사라지는 변곡점이 창의성이 적게 요구되는 직무보다 더 낮은 수준에서 발생하는 결과가 나타났기 때문이다.

본 연구의 결과는 다음과 같은 실무적 시사점을 가지고 있다. 첫째, 성격검사의 활용에 대한 시사점을 제공한다. 현재 많은 기업에서 종업원을 채용할 때 성격검사를 사용하고 있다. 하지만 이러한 성격검사에서는 모두 성격과 수행의 선형적 관계를 가정하여 높은 점수를 받은 사람을 합격시키는 하향식(Top-Down) 방법을 사용하고 있다. 성격과 수행의 비선형적인 관계에 대한 발견은 성격검사의 활용에 있어 하향식 방법보다는 합격점의 범위(banding) 방법을 사용하는 것이 좀 더 높은 준거관련타당도를 확보할 수 있다는 실무적 시사점을 준다. 왜냐하면 일정 수준 이상의 성격요인은 직무수행에 긍정적인 영향을 주지 못할 수 있기 때문이다.

둘째, 성격과 수행의 비선형적 관계는 성격검사의 가장 취약점인 거짓응답(faking)에 대한 실무적 시사점을 제시할 수 있다. 자기보고식 성격검사에서 응시자들은 고의적으로 거짓응답을 하여 자신의 점수를 부풀리는 경향이 있다. 이러한 거짓응답의 문제 때문에 성격검사에서는 강제선택 방식이나 사회적 바람직성을 측정하는 방식 등을 사용하여 거짓응답을 하는 지원자를 가려낸다. 하지만 본 연구의 결과처럼 변곡점 이상의 성격 수준에서는 수행이 더 이상 증가하지 않는다면, 응시자들에게 성격요인에서 점수가 높을수록 좋은 것이 아니라 오히려 불리할 수도 있다는 것을 주지시킴으로써 성격검사에서의 고의로 높은 점수가 나오도록 응답하는 거짓응답을 방지할 수 있다.

셋째, 성격검사에서 합격점수를 결정하는데 도움을 줄 수 있다. 성격검사로 지원자들을 가려내야 할 때, 적당한 수준을 결정하는 것은 어렵다. 왜냐하면, 잘못된 합격점수에 대한 설정은 잘못 불합격시킨 사람들과 잘못 합격시킨 사람들의 수에 영향을 미치기 때문이다. 성격과 수행의 비선형적 관계에 대한 결과는 직무에서 가장 훌륭한 수행을 할 수 있는 성격요인의 수준(변곡점)을 알려줄 수 있을 것이다.

넷째, 성격의 하위요인을 통해 성격검사의 타당도를 높일 수 있다. 본 연구에서 성실성의 하위요인에 따라 성실성과 과업수행의 비선형적 관계에 대한 변곡점이 달라진다는 것을 발견하였다. 성격의 하위요인에 따라 수행과의 관계성이 달라진다는 것을 파악한다면, 타당도가 높은 하위요인들로 성격검사를 구성할 수 있을 것이다.

다섯째, 직무창의성의 조절효과가 나타난 결과는 성격검사 결과를 활용함에 있어서 직무특성을 고려할 필요가 있음을 시사한다. 창의성이 많이 요구되는 직무에서는 성격검사에서 성실성이 지나치게 높은 사람을 배제하는 것이 바람직할 것이다. 왜냐하면 직무창의성이 높은 직무에서는 성실성과 과업수행 간의 정적 관계가 사라지기 때문이다. 성격과 수행 간의 비선형적 관계를 조절하는 직무창의성과 같은 직무특성 변인들을 많이 찾아냄으로써 성격검사의 활용과 타당도를 높일 수 있을 것이다.

끝으로 이 연구가 가지는 제한점과 앞으로의 연구에서 다룰 몇 가지 과제를 제안하면 다음과 같다. 첫째, 본 연구에서 선행연구들과 마찬가지로 모든 가설이 지지되지는 못하였다. 기존의 성격과 수행의 비선형관계를 검증한

대부분의 연구들이 몇몇 요인을 제외하고는 일치되는 결과를 보여주지 못하였고, 본 연구 역시 정서적 안정성과 맥락수행 간의 역U자형의 비선형관계에 대한 가설을 검증하는 데 실패하였다. 비선형관계의 검증에 있어 성격의 2차항의 증분설명량이 크지 않기 때문에 표본수나 범위제한 현상이 결과에 영향을 미칠 수 있다. 따라서 향후 연구에서는 실제 성격검사를 사용하는 기업의 표본을 얻는 등의 방법을 통해 표본수나 범위제한 현상을 줄이는 노력이 필요하다.

둘째, 성실성과 정서적 안정성 이외에 성격 5요인의 다른 요인(원만성, 개방성, 외향성)이나 주도성, 성격의 어두운 측면(dark-side) 등 여러 성격특성이 수행과 어떠한 비선형적 관계를 보이는데 대해서도 추후 연구에서 검증해 볼 필요가 있다. 몇몇 요인을 제외하고 성격요인과 수행 간의 비선형적 관계에 대한 이론적인 틀이 확실하게 정립되어 있지 않기 때문에 타당한 이론적 논리에 대한 연구 역시 필요하다.

셋째, 직무창의성 변인에 대한 객관적인 측정이 필요하다. 본 연구에서는 조사대상자들이 자신이 하고 있는 직무가 얼마나 창의성을 요구하는지를 스스로 평정하여 직무창의성을 측정하였다. 현재까지 직무창의성을 객관적으로 측정하기 위한 기준이나 지침이 마련되어 있지 않아서 합의된 방식으로 직무창의성을 측정한 연구는 없었다. 따라서 추후 연구에서는 좀 더 객관적인 지표를 통해 직무창의성을 측정할 필요가 있다.

마지막으로, 수행준거에 대한 성격요인의 증분타당도에 대한 연구는 비선형 관계나 조절변인 탐색 등의 다양한 방법을 통해 계속해서 이루어질 필요가 있다. 성격검사는 인사선

발 장면이나 자기개발을 위한 목적으로 광범위하게 사용되고 있기 때문에 이러한 도구의 효용성을 높이기 위해서는 성격검사의 타당도 확보가 가장 중요하다. 앞으로의 연구에서는 수행과의 비선형 관계에 대한 탐색 등을 통해 성격의 타당도를 증가시킬 수 있는 시도들이 계속되어야 한다.

### 참고문헌

- 김도영, 유태용 (2002). 성격의 5요인과 조직에서의 맥락수행간의 관계. *한국심리학회지: 산업 및 조직*, 15, 1-24.
- 유태용, 이도형 (1997). 다양한 직군에서의 성격의 5요인과 직무수행간의 관계. *기업경영연구*, 5, 69-94.
- 유태용, 민병모 (2001). 다양한 장면에서 수행을 예측하기 위한 5요인 성격모델의 사용가능성과 한계: 국내연구결과의 통합분석. *한국심리학회지: 산업 및 조직*, 14, 115-134.
- 유태용 (2007). 성격의 6요인(HEXACO) 모델에 의한 성격특성과 조직구성원 직무수행간의 관계. *한국심리학회지: 산업 및 조직*, 20, 285-316.
- 장재윤, 박영석 (2000). 창의적 작업 환경 측정용 KEYS 척도의 타당화 연구: 한국 기업 조직을 대상으로. *한국심리학회지: 산업 및 조직*, 13, 61-90.
- Amabile, T. M., Conti, R., Coon, H., Lazenby, J., & Herron, M. (1996). Assessing the work environment for creativity. *Academy of Management Journal*, 39, 1154-1184.
- Barrick, M. R., & Mount, M. K. (1991). The Big Five personality dimensions and job performance: A meta-analysis. *Personnel Psychology*, 44, 1-26.
- Berry, C. M., Ones, D. S., & Sackett, P. R. (2007). Interpersonal deviance, organizational deviance, and their common correlates: A review and meta-analysis. *Journal of Applied Psychology*, 92, 410-424.
- Borman, W. C., & Motowidlo, S. J. (1993). Expanding the criterion domain to include elements of contextual performance. In N. Schmitt & W. C. Borman(Eds.), *Personnel selection in organizations*(pp.71-98). San Francisco: Jossey-Bass.
- Campbell, J. P., McCloy, R. A., Oppler, S. H., & Sager, C. E. (1993). A theory of performance. In N. Schmitt & W. C. Borman(Eds.), *Personnel selection in organizations*(pp.35-70). San Francisco: Jossey-Bass.
- Conard, M., & Matthews, R. (2008). Modeling the stress process: Personality eclipses dysfunctional cognitions and workload in predicting stress. *Personality and Individual Difference*, 44, 171-181.
- Costa, P. T., McCrae, R. R., & Dye, D. A. (1991). Facet scales for agreeableness and conscientiousness: A revision of the NEO Personality Inventory. *Personality and Individual Differences*, 12, 887-898.
- Costa, P. T., & McCrae, R. R. (1992). Four ways five factors are basic. *Personality and Individual Difference*, 13, 653-665.
- Coward, W. M., & Sackett, P. R. (1990). Linearity of ability-performance relationships: A reconfirmation. *Journal of Applied Psychology*, 75,

- 297-300.
- DeYoung, C. G., Quilty, L. C., & Peterson, J. B. (2007). Between facets and domains: 10 aspects of the big five. *Journal of Personality and Social Psychology*, 93, 880-896.
- Easterbrook, J. A. (1959). Emotion, cue utilization, and organization of behavior. *Psychological Review*, 66, 183-201.
- Eisenberg, N., Fabes, R. A., Guthrie, I. K., & Reiser, M. (2000). Dispositional emotionality and regulation: Their role in predicting quality of social functioning. *Journal of Personality and Social Psychology*, 78, 136-157.
- Gellatly, I. R. (1996). Conscientiousness and task performance: Test of a cognitive process model. *Journal of Applied Psychology*, 81, 474-482.
- George, J. M. (1990). Personality, affect, and behaviors in groups. *Journal of Applied Psychology*, 75, 107-116.
- Hackman, J. R., & Lawler, E. E. (1971). Employee reaction to job characteristics. *Journal of Applied Psychology*, 55, 259-286.
- Hackman, J. R., & Oldham, G. R. (1980). *Work redesign*. Reading, MA: Addison-Wesley.
- Hough, L. M. (1992). The "Big Five" personality variables-construct confusion: Description versus prediction. *Human Performance*, 5, 139-155.
- Hurtz, G. M., & Donovan, J. J. (2000). Personality and job performance: The Big Five revisited. *Journal of Applied Psychology*, 85, 869-879.
- Ilies, R., Fulmer, I. S., Spitzmuller, M., & Johnson, M. D. (2009). Personality and citizenship behavior: The mediating role of job satisfaction. *Journal of Applied Psychology*, 94, 945-959.
- Kanfer, R., & Ackerman, P. L. (1989). Motivation and cognitive abilities: An integrative/aptitude-treatment interaction approach to skill acquisition. *Journal of Applied Psychology*, 74, 657-690.
- Kanfer, R., & Heggestad, E. D. (1997). Motivational traits and skills: A person-centered approach to work motivation. In B. M. Staw & L. L. Cummings(Eds.), *Research in organizational behavior* (Vol. 19, 1-56). Greenwich, CT: JAI Press.
- Kuhl, J., & Koch, B. (1984). Motivational determinants of motor performance: The hidden second task. *Psychological Research*, 46, 143-153.
- LaHuis, D. M., Martin, N. R., & Avis, J. M. (2005). Investigating nonlinear conscientiousness-job performance relations for clerical employees. *Human Performance*, 18, 199-212.
- Le, H., Oh, I. S., Robbins, S. B., Ilies, R., Holland, E., & Westrick, P. (2011). Too much of a good things: Curvilinear relationships between personality traits and job performance. *Journal of Applied Psychology*, 96, 113-133.
- LePine, J. A., Colquitt, J. A., & Erez, A. (2000). Adaptability to changing task contexts: Effects of general cognitive ability, conscientiousness, and openness to experience. *Personnel Psychology*, 53, 563-593.
- Martocchio, J. J., & Judge, T. A. (1997). Relationship between conscientiousness and learning in employee training: Mediating

- influences of self-deception and self-efficacy. *Journal of Applied Psychology*, 82, 764-773.
- Morgeson, F. P., Campion, M. A., Dipboye, R. L., Hollenbeck, J. R., Murphy, K., & Schmitt, N. (2007). Reconsidering the use of personality tests in personnel selection contexts. *Personnel Psychology*, 60, 683-729.
- Moscato, S., & Salgado, J. F. (2004). "Dark side" personality style as predictors of task, contextual, and job performance. *International Journal of Selection and Assessment*, 12, 356-362.
- Mount, M. K., & Barrick, M. R. (1995). The big five personality dimensions: Implications for research and practice in human resources management. In K. M. Rowland & G. Ferris(Eds.), *Research in personnel and human resources management*(Vol. 13, pp.153-200). Greenwich, CT: JAI Press.
- Mount, M. L., Oh, I., & Burns, M. (2008). Incremental validity of perceptual speed and accuracy over general mental ability. *Personnel Psychology*, 61, 113-139.
- Murphy, K. R. (1996). Individual differences and behavior in organizations: Much more than *g*. In K. R. Murphy(Ed.), *Individual differences and behavior in organizations*(pp.3-30). San Francisco, CA: Jossey-Bass.
- Nicole, M. D., Karin, A. O., Justin, E. L., & José, M. C. (2006). A meta-analytic investigation of conscientiousness in the prediction of job performance: Examining the intercorrelations and the incremental validity of narrow traits. *Journal of Applied Psychology*, 91, 40-57.
- Norman, W. T. (1963). Toward an adequate taxonomy of personality attributes: Replicated factor structure in peer nomination personality ratings. *Journal of Abnormal and Social Psychology*, 66, 574-583.
- Ones, D. S., Viswesvaran, C., Dilchert, S., & Judge, T. A. (2007). In support of personality assessment in organizational settings. *Personnel Psychology*, 60, 995-1027.
- Organ, D. W., & Ryan, K. (1995). A meta-analytic review of attitudinal and dispositional predictors of organizational citizenship behavior. *Personnel Psychology*, 48, 775-802.
- Phares, E. J. (1984). *Introduction to personality*. Columbus, OH: Charles E. Merrill.
- Robie, C., & Ryan, A. M. (1999). Effects of nonlinearity and heteroscedasticity on the validity of conscientiousness in predicting overall job performance. *International Journal of Selection and Assessment*, 7, 157-169.
- Salgado, J. F. (1997). The five factor model of personality and job performance in the European community. *Journal of Applied Psychology*, 82, 30-43.
- Schmidt, F., & Hunter, J. (1998). The validity and utility of selection methods in personnel psychology: Practical and theoretical implications of 85 years of research findings. *Psychological Bulletin*, 124, 262-274.
- Stewart, G. L. (1999). Trait bandwidth and stages of job performance: Assessing differential effects for conscientiousness and its subtraits. *Journal of Applied Psychology*, 84, 959-968.
- Tett, R. P., & Christiansen, N. D. (2007). Personality tests at the crossroads: A response to Morgeson, Campion, Dipboye, Hollenbeck,



- Murphy, and Schmitt. *Personnel Psychology*, 60, 967-993.
- Weisberg, S. (2005). *Applied linear regression*. New York. NY: Wiley.
- Yerkes, R. M., & Dodson, J. D. (1908). The relation of strengths of stimulus to rapidity of habit formation. *Journal of Comparative Neurology and Psychology*, 18, 459-482.

1차 원고접수 : 2012. 1. 9  
수정원고접수 : 2012. 4. 6  
최종게재결정 : 2012. 4. 9

## The Nonlinear Relationships Between Personality Traits and Job Performance: Moderating Effect of Job Creativity

Jeong-Lak Choi

Tae-Yong Yoo

Kwangwoon University

The first purpose of this study was to examine the nonlinear relationships between personality traits (conscientiousness and emotional stability) and job performance(task performance and contextual performance). The second purpose was to examine the difference of inflection points in the nonlinear relationships between conscientiousness's narrow traits(achievement and dependability) and task performance. And the third purpose was to examine the moderating effect of job creativity on the nonlinear relationship between conscientiousness and task performance. Data were gathered from 211 employees who were working in various organizations in Korea. To reduce the effect from common method bias, task performance and contextual performance were rated by others(peers or supervisors). As results, there were significant nonlinear relationships between conscientiousness and job performance(task performance and contextual performance), and significant nonlinear relationship between emotional stability and task performance. But there was no nonlinear relationship between emotional stability and contextual performance. The inflection points in the nonlinear relationships between the conscientiousness's narrow traits(achievement and dependability) and task performance were different. Job creativity moderated the nonlinear relationship between conscientiousness and task performance. Finally, implication of results and future research tasks were discussed with limitations.

*Key words* : conscientiousness, emotional stability, task performance, contextual performance, job creativity, conscientiousness' narrow traits