

지각된 통제감과 정서적 안녕감의 관계에서 수용성의 조절효과: 비타민 모델 검증

이 명 속

김 정 남[†]

경상대학교 심리학과

본 연구의 목적은 지각된 통제감과 정서적 안녕감간의 관계에서 수용성의 조절효과를 비타민모델로 검증하고자 하였다. 연구 1은 실험을 통해 연구가설을 검증했다. 그 결과, 정서적 안녕감에 대한 지각된 통제감과 수용성의 상호작용효과는 유의하였다. 수용성 수준별 추세 분석결과, 높은 수용성집단은 전체 정서적 안녕감과 세 하위요인에서 일차, 이차, 삼차 추세 모두 유의하지 않았고, 낮은 수용성 집단은 '유쾌한-불쾌한'차원은 이차 추세, '걱정스러운-편안한'차원은 일차추세가 유의하였다. 연구 2는 현장조사연구를 통해서 연구가설을 검증했다. 그 결과, 직무통제와 수용성은 정서적 안녕감과 하위 차원인 '유쾌한-불쾌한', '걱정스러운-편안한', '의기소침한-열의가 있는'을 유의하게 예측하였지만, 상호작용효과는 유의하지 않았다. 그러나, 직무통제가 정서적 안녕감을 예측하는데 있어 수용성 상하집단간에 차이가 있었다. 연구 1, 2의 결과를 종합해보면, 직무통제와 수용성은 직원들의 정서적 안녕감을 예측하는데 중요한 요인이며 수용성은 직무통제와 정서적 안녕감간의 관련성에 조절효과를 지니고 있다고 볼 수 있다. 마지막으로 본 연구의 제한점, 결과의 시사점 및 앞으로의 연구에 대해 논의되었다.

주요어 : 지각된 통제, 수용성, 정서적 안녕감

† 교신저자 : 김정남, 경상대학교 심리학과, kimcn@nongae.gsnu.ac.kr

최근 전 세계적으로 정신 건강의 기능을 강조하는 경향이 크게 늘고 있다. 이는 모든 것이 빠르게 돌아가는 현대사회에 사는 사람들이 진정한 행복과 건강이란 무엇인가라는 의문을 갖기 때문인 것 같다.

국내에서도 안녕감(well-being)의 개념이 유행처럼 퍼져, 각종 '웰빙'상품을 소비해야만 건강하고 행복한 삶을 누리는 것처럼 되고 있다. 이런 상품은 일시적인 안정을 찾아 줄 수 있지만, 근본적인 치유가 될 수는 없다. 정신건강의 영향요인을 알고 자신에게 알맞은 활용과 대처, 예방 방법을 사용할 때 정신건강이 향상된다.

심리학에서 안녕감은 긍정적인 심리적 기능이며, 삶에 있어서 행복감, 만족과 같은 삶의 질에 대한 개인의 태도 또는 심리적인 평가로 정의한다(Andrews & Robinson, 1991). 안녕감에 대한 연구는 전반적인 삶의 만족과 행복감에 초점을 두지만, 삶의 구체적인 영역인 직무, 가족, 수입 등에도 적용된다. 특히, 현대인들에게 직장생활은 삶의 중요한 일부분이고, 개인의 정신건강에 중대한 영향을 미친다. 최근 복지부는 직장인 3명 중 1명이 불안장애를 겪고 있다는 인제대 연구팀의 결과를 발표했다(연합뉴스, 2005. 8. 22). 직무스트레스는 직무수행을 떨어뜨릴 뿐 아니라, 동기와 만족을 저하시켜서 개인과 조직 모두에게 손실을 가져다 준다. 그러므로, 조직구성원의 노동의 질이나 보람있는 직장생활에 관심을 가져야 하며, 이들의 직무에 대한 불만을 해소시킬 필요성이 더욱 커지고 있다.

동기와 성장 및 직장생활의 질을 향상시킬 수 있는 주요한 요인들은 직무내용, 작업환경, 조직전체, 개인(특성) 요인이며, 이 중 직무내용, 작업환경, 조직전체요인은 직무(재)설계 원

리의 중심이다. 직무 설계와 개인특성은 사람들의 정신건강과 작업수행에 기여한다(Katz, 1978). 직무특성이 개인의 정신건강에 미치는 영향을 설명하는 대표적인 세 가지 모델이 있다. 직무특성모델(Hackman & Oldham, 1975), 요구-통제-(지지)모델(Karasek, 1979) 그리고 최근에 소개된 비타민 모델(Warr, 1987)이다. 이 세 가지 모델의 내용 및 연구결과 등을 살펴 보겠다.

직무특성모델(Job Characteristic Model, Hackman & Oldham, 1975)

직무특성모델은 자율성 과제정체성, 과제중요성, 기능 다양성, 피드백의 핵심직무특성들이 결정적 심리적 상태(작업결과에 대한 경험된 의미감, 작업결과에 대한 경험된 책임감, 작업활동에 대한 실제 결과에 대한 지식)에 영향을 미치고, 심리적 상태는 다시 작업결과(직원의 만족과 동기, 작업효능성, 결근율과 이직)에 영향을 준다고 가정한다. 추가적으로, 그들은 직무특성과 결정적 심리상태 그리고 결정적 심리상태와 작업결과관계 모두를 조절하는 세 요인(지식과 기술, 성장욕구강도, 맥락적 만족)을 제안했다. 마지막으로 모델은 다섯 가지 핵심직무특성들이 개인의 느낌과 행동에 영향을 주는 직무의 전체적인 잠재성을 반영하는 잠재적 동기점수(MPS)의 지표로서 조합될 수 있다고 가정한다.

직무특성모델은 전반적으로 그 타당성을 인정받고 있지만, 직무특성과 결과변인이 선형관계라는 가정은 조절변인에 의해서 달라진다는 많은 연구결과들이 있다. 구체적으로 일부 연구는 낮은 성장욕구집단에서 직무특성이 결과변인들(자율성과 직무만족, 기능다양성과 직

무만족)과 부적 상관을 보였다(Wanous, 1974; Hackman., Pearce & Wolfe, 1978; Orpen, 1979; Griffin, 1981; Champoux, 1992; Landeweerd & Boumans, 1994). Champoux(1978)는 성장욕구와 작업맥락의 조절효과로 인해 직무범위와 정서적 결과간의 곡선적 관계를 발견하였다. 높은 성장욕구집단에서는 U자형, 낮은 성장욕구집단에서는 역 U자형을 발견하여, 조절변인에 의해 곡선의 형태도 달라진다는 증거를 발견했다(Champoux, 1978, 1980; Mowday & Spencer 1981).

이 연구결과들은 직무특성과 결과변인이 선형관계라는 직무특성모델의 가정에 한계가 있다는 것을 보여준다. 즉, 직무특성과 결과변인은 선형관계 뿐 아니라, 개인차와 작업맥락의 조절효과에 의해 비선형관계를 보이므로 이에 대한 검증이 필요하다.

요구-통제-(지지)모델(Job demand-control-(support) Model, Karasek, 1979)

요구-통제 모델은 직무특성모델과 달리, 직무요구와 통제의 상하 수준에 의한 상호작용에 따라 네 가지 심리적인 작업상황이 발생한다고 가정한다. 구체적으로 직무요구와 통제가 둘 다 증가하는 작업상황을 ‘능동적 직무’로 보았다. 이 작업상황에서 개인은 동기화되어 더 도전적인 작업을 하고 학습과 자신의 능력개발에 더 많은 기회를 가진다는 ‘능동-수동 가설’을 제안했다. 또 다른 가설은 ‘긴장가설’로서 직무요구와 통제의 수준에 차이가 나서 긴장을 일으키는 정도가 다른 작업상황이 발생한다고 가정했다. Karasek(1979)은 직무요구와 통제의 상호작용 형태는 종속변인에 따라 그 관계가 달라진다는 것을 밝혔다. 심리

적 긴장에서는 선형관계를 보였지만, 우울과 소진, 직무불만족에서 비선형성 관계를 밝혀냈다. Warr(1990a,1990b)는 직무요구가 정서적 안녕감과 비선형적으로 연합되어 있다는 것을 밝혔다. 반면에, 통제는 직무만족(정서적 안녕감 ‘유쾌한-불쾌한’차원)에서만 비선형적 관계를 가진다고 밝혔다. 그는 직무특성과 반응과의 연합형태는 직무특성수준별로 달라질 수 있기 때문에 비선형성 검증을 위해선 직무특성수준을 구분할 필요가 있다고 제안했다.

한편, 모델의 가정과는 반대로 직무요구와 통제의 비선형적 상호작용의 결과들이 있었을 뿐 아니라, 통제와 작업관련 사회적 지지가 직무요구의 대처자원으로서 완충작용을 하지 못하고 부적 효과를 일으켜서 취약요인의 역할을 확인한 결과들이 있다. 구체적으로, 높은 통제가 수행과 대처에 부적 효과를 보였고(Averill, 1973; Bazerman, 1982; Doncevic, & Scalia-Tomba, 1988; Siergrist & Matschinger, 1989; Siergrist, 1991; De Jonge, Janssen, & Breukelen, 1996), 낮은 통제와 높은 요구 직무조건에서 높은 사회적 지지는 직무불만족과 정적 관계를 보였다 (Johnson & Hall, 1988; Landbergis,1992). 반면에, 높은 통제조건에서 감독자의 배려와 동료의 사회적 지지가 직무수행과 감독자의 만족에 부적인 영향을 끼치는 것으로 나타났다(Schaubroeck & Fink, 1998). 이 일관되지 않은 결과들에 대해 연구자들은 ‘통제에 대한 욕구와 선호’와 같은 개인차에 따라 통제와 사회적 지지의 효과가 달라진다고 해석했다. 통제와 사회적 지지 수준은 개인차를 고려해서 적절하게 제시되어야 한다(De Jonge, Janssen, & Breukelen, 1996). 상호작용 효과가 일관성을 보이지 않는 또 다른 이유는 성별, 사회계층등의 사회경제적 지위, 맥락변

인 등으로 설명될 수 있다(Ganster, 1989a, Ganster & Fusilier 1989, Schaubroeck & Laurence S. Fink, 1998). 그러므로, 요구-통제-(지지)모델과 직무특성모델이 가정하지 않은 직무특성과 정서적 변인간의 비선형관계와 개인차에 의해 달라지는 통제와 사회적 지지의 부적인 효과를 설명할 수 있는 새로운 모델이 필요하다.

비타민 모델(Vitamin Model, Warr, 1987)

비타민 모델은 직무특성모델과 요구-통제-(지지)모델의 한계를 바탕으로 개인에게 유의미한 작업맥락, 상황적 특성으로 언급된 직무·환경특성을 모두 포함시켜 9개의 범주로 나누고, 직무특성 수준별로 정서적 안녕감과 관계에서 비선형적 연합을 가정한다. 구체적으로, 직무·환경특성이 정서적 안녕감에 미치는 영향은 비타민이 사람의 몸에서 일으키는 생리적 효능과 유사하다고 가정했다. 비타민(환경특성) 중 C와 E는 없거나 부족할 때는 정신건강에 해롭지만, 적정 수준 이상으로 증가하면 더 이상 정신건강을 증진시키지 않아서, '상수효과(constant effect)'(비타민 CE모델)를 가진다고 본다. 반면에, 비타민 A와 D는 적정 수준 섭취 후에 부적인 효과를 내는데, 바람직한 직무·환경특성이 극단적으로 높은 수준에서 정신건강에 부적인 영향을 끼치게 되는 것과 유사하다. 이는 '가산적인 감소'(additional decrement)(비타민 AD모델)라고 한다. 비타민 모델은 '가산적인 감소'를 나타내는 6 가지 직무특성과 '상수 효과'를 나타내는 3 가지 특성을 제시한다.

비타민모델에 의하면 직무환경특성과 직무 관련 정서적 안녕감 사이의 비선형적 연합은 개인특성인 기본적인 정신건강(baseline mental

health), 가치(values), 요구와 관련된 능력(ability relevant to demands)에서의 개인차에 의해 조절된다고 보았다. 직무특성에 대한 '개인의 선호'와 같은 특정한 가치(values), 직무요구와 관련된 대처능력들은 정신건강을 결정하는 직무특성과 상호작용한다는 것이다. 이 가정을 검증하기 위해서는 직무특성과 부합하는 개인특성을 밝히는 연구가 필요하다. Warr (1987)는 '통제의 기회'에 부합하는 개인특성으로 경험적 지지를 받은 높은 성장욕구강도, 독립의 욕구, 직무와 관련된 높은 능력 등을 제시했다. 특히, 선행연구들은 통제의 효과를 더 크게 할 수 있는 개인차변인의 연구에서, 능동적 성격유형을 밝혀냈다. 능동적인 사람의 성향적 특징은 상황적 힘에 의해 제약받지 않고 환경 변화에 영향을 미치며 주도권을 보이는 것이다(Bateman & Crant, 1993). 또한, 그들은 문제를 분석하고 행동을 취하는 것과 같은 통제를 발휘하는 능동적인 대처전략을 사용한다(De Rijk, Le Blanc & Schaufeli, 1998). 이들은 직무통제로 직무요구의 효과를 감소시킬 수 있으며 심리적 안녕감 같은 결과변인과 연합되어 있다. 반대로, 이 성격 특성이 낮은 개인들에게 통제의 강화는 거의 이익이 없고 오히려, 정신건강에 해를 끼친다.

Bond와 Bunce(2000, 2003)에 의해서 제안된 '심리적인 수용성'(psychological acceptance)은 '통제의 기회'에 부합되는 능동적인 성격유형으로 볼 수 있다. 심리적 수용성은 부정적이고 사적인 사건들이 사람들에게 미치는 영향을 줄여서, 개인들에게 의미있는 목표를 설정하고 달성하도록 도움으로써 정신건강을 증진시킨다고 주장한다. 실제로 이들의 연구에서 수용성은 개인의 전반적인 정신건강, 우울, 혁신잠재성을 향상시켰다. 특히, 수용성과 직무

통제의 상호작용으로 정신건강과 수행을 더 잘 예측할 수 있었다. 직무통제의 이익은 수용성이 낮을 때보다 높을 때 더 효과적이었다. 이는 심리적 수용성이 자기효능감과 같은 또 다른 능동적인 성격유형의 하나로서 직무통제의 조절효과를 예측하는 중요한 개인차요인임을 시사한다. 따라서 통제의 강화로 인한 직무확충의 긍정적인 결과를 수용성이라는 개인차변인이 조절해 줄 수 있는지에 대한 관심을 증가시킨다. 또한, 수용성에 대한 많은 검증을 통해서 정서적 안녕감을 향상시키고, 직무재설계시 함께 고려할 정신건강 관리기법으로 다루어질 필요성을 시사해준다.

본 연구는 직무재설계 모델로서의 비타민 모델을 부분적으로 검증해보고자 한다. 첫째, 직무특성모델과 요구-통제-(지지)모델, 비타민 모델에서 '통제 기회'의 하위범주에 해당하는 지각된 과제통제감이 정서적 안녕감에 미치는 효과를 살펴볼 것이다. 둘째, 통제의 강화에 긍정적인 효과를 낼 수 있도록 부합하는 특성인 수용성의 조절효과를 살펴보고자 한다.

연구 1. 과제 통제감과 수용성이 정서적 안녕감에 미치는 영향(실험연구)

연구 1에서는 지각된 과제 통제감과 정서적 안녕감의 관계에서 수용성의 조절효과를 실험 연구로 검증하고자 한다. 연구가설은 다음과 같다.

가설 1. 비타민모델의 가정대로, 지각된 과제통제감이 정서적 안녕감과 비선형 관계를 가질 것이다.

가설 2. 지각된 과제통제감이 정서적 안녕

감과 하위 차원들인 '유쾌한-불쾌한(pleased-displeased)', '걱정하는-편안한(anxious-comfortable)', '의기소침한(저하된)-의욕있는(depressed-enthusiastic)'에 미치는 영향의 비선형성에 차이가 수용성에 따라서 달라질 것이다.

가설 2-1. 수용성이 높은 조건에서 지각된 통제감과 상황관련 정서적 안녕감은 수평선에 가까운 완만한 곡선을 나타낼 것이다.

가설 2-2. 수용성이 낮은 조건에서는 지각된 통제감과 상황관련 정서적 안녕감은 AD형의 곡선을 나타낼 것이다.

방 법

참가자

G대학교 하계 강좌를 수강하는 1학년서 4학년 재학생 326명의 남·여 학생들에게 수용성 척도 AAQ(Acceptance and Action Questionnaire) (Frank & Bunce, 2003)를 번안하여 설문조사를 실시한 후, 수용성 점수 백분위 67 이상을 수용성 높은 집단, 33 이하를 낮은 집단으로 각각 60명씩 모두 120명을 실험 참가자로 선정하였다. 수용성 상하 집단 별로 지각된 통제감을 각 네 수준으로 나누어 모두 8개 실험조건별로 15명씩을 무선할당하였다.

실험설계

4 [지각된 과제통제감(높음, 중간상, 중간하, 낮음)]×2 [수용성(높음, 낮음)]의 집단간 변인인 이원요인 설계가 사용되었다.

실험과제

교정보기와 도형찾기의 두 가지 과제를 30분 동안 수행한다. 교정보기 과제는 영문으로 된 논문저널의 원본과 오류가 있는 교정본을 제시하여 원본과 교정본을 서로 비교하면서 띄어쓰기, 숫자, 기호, 대문자와 소문자가 바뀐 것을 찾아 교정본에 동그라미로 표시하는 것이다. 도형찾기 과제는 상단에 제시되어 있는 단순도형을 보고 그 아래에 제시되어 있는 복잡한 도형속에 숨어 있는 그 단순도형을 찾아낸다.

절차

참가자가 실험실에 도착하면, 연구자는 실험목적, 과제, 수행에 대해 설명했다. 각 조건별로 지시문을 읽어 독립변인을 조작한 후, 30분 동안 두 가지 종류의 과제를 실시한 후 독립변인 조작확인과 종속변인 측정을 위한 척도에 반응하게 하였다. 실험절차가 끝난 후 사후설명을 실시했다.

독립변인조작확인

지각된 과제 통제감

‘지각된 과제 통제감’은 두 가지 과제를 수행하는 순서 및 과제 당 수행시간배당선택의

자유로운 정도로 조작되었다. 지각된 과제 통제감 조작확인 은 과제활동순서의 배당과 과제 수행시간배당이 실험참가자 자신에게 있었는지를 묻는 10문항(예: 과제를 선택하는데 내 의지가 반영되었다.)과 반대로 과제활동순서의 배당과 과제 수행시간배당이 진행자에게 있었는지를 묻는 10문항(예: 과제를 선택하는데 진행자의 의지가 반영되었다.), 총 20문항으로 측정하였다. 각 문항 진술문에 대하여 ‘전혀 아니다’(1)부터 ‘매우 그렇다’(5)까지 5점척도로 측정했다. 독립변인 조작확인 문항의 요인분석(주축분석)결과, 제1요인은 과제 수행 순서, 제2요인은 과제 수행시간 배당으로 밝혀졌다(제1요인 Cronbach Alpha=.99, 제2요인 Cronbach Alpha= .98, 전체 Cronbach Alpha= .95).

지각된 통제감 4 수준에 대한 일원변량분석을 실시하였다. 분석 결과, 지각된 통제감은 수준별 유의한 차이가 있었다. $F(3, 119)=263.057$ $p<.001$. (상: $M=92.17, SD=7.43$, 중상: $M=60.30, SD=4.55$, 중하: $M=60.37, SD=5.99$, 하: $M=28.33, SD=14.07$)

수용성

수용성 척도 AAQ(Acceptance and Action Questionnaire)(Frank & Bunce, 2003)는 총 16문항이다(예: 나는 우울하거나 불안하면 맡은 일을 하고 싶지 않다). ‘전혀 아니다’의 1점부터 ‘항상 그렇다’까지의 Likerts식 7점 척도로 측정되

표 1. 지각된 통제감의 평균과 표준편차

수용성 \ 통제	하	중하	중상	상	전체
상	30.20(12.70)	61.33(7.97)	58.60(4.48)	92.00(6.64)	60.53(23.57)
하	26.47(15.54)	59.40(2.97)	62.00(4.07)	92.33(8.37)	60.05(25.16)
전체	28.33(14.21)	60.36(5.48)	60.30(4.27)	92.16(15.01)	60.29(24.28)

었다. 수용성 척도의 주축요인분석(Varimax회전) 결과, 수용성에 대한 두 개의 차원이 밝혀졌다. 요인으로 묶이지 않은 1문항을 제외하고, 나머지 14문항이 요인1(행동) 8문항과 요인2(의지) 7문항으로 나누어졌다. 이는 선행연구에서 수용성의 두 요인으로 밝혀진 의지(willingness)와 행동(action) (Bond & Bunce, 2003)과 일치한다.

또한, 척도의 신뢰도를 분석한 결과 Cronbach alpha = .78의 신뢰도를 보였다(요인 1(행동) Cronbach alpha = .74, 요인 2(의지)는 Cronbach alpha = .66). 수용성으로 상·하 집단을 나누기 위해 수용성 점수 백분위 67 이상을 상 집단, 33 이하를 하 집단으로 나누었다. 이 두 집의 수용성 평균의 차이를 t 검증한 결과, 유의한 차이가 있었다(상집단 평균=68.28; 표준편차=6.184, 하집단 평균=48.08; 표준편차=4.43, $t=27.982$, $df=224$ $p<.000$)

종속변인 척도의 신뢰도와 타당도

본 연구는 Warr(1994)가 제안한 정신건강의 다섯가지 하위 구성요소 중 하나인 정서적 안녕감을 종속측정치로 사용하였다.

종속측정치인 정서적 안녕감의 세 하위 차원은 Warr(1990a,b)의 'Well-being and Mental health measures'의 척도 중 비직무관련 정서적 안녕감 척도 26문항을 번안하여 수정·보완하여 사용하였다. 실험과제를 수행하면서 경험한 느낌을 설명하는 형용사에 반응하게 했다. 정서적 안녕감의 하위 1요인 '유쾌한-불쾌한(pleasure-displeasure)'은 과제만족에 대해 총 6개의 형용사로(예: 재미있다, 즐겁다 등) 측정하였다. 2요인 '걱정스러운-편안한(anxious-comfortable)' 총 10개의 형용사로(예: 평온하다, 걱정스럽다 등) 측정했고, 높은 점수는 '편안한'의 긍정적 정

서 안녕감을 나타낸다. 마지막으로, 3요인 '의기소침한-열의가 있는(depressed-enthusiastic)'은 총 10개의 형용사를(예: 열의가 있다, 의기소침해 있다 등)통해 측정했다. 높은 점수는 '열의가 있는'의 긍정적 정서 안녕감을 나타낸다. 세 정서 모두 '전혀 아니다'의 1점부터 '매우 많이 그렇다'의 5점까지 Likerts식 5점 척도로 측정하였다. 정서적 안녕감 척도의 타당성 확인을 위해 주축요인분석(Varimax회전)을 한 결과, '유쾌한-불쾌한', '의기소침한-열의가 있는', '편안한-걱정스러운'의 세 하위요인이 확인되었다. 또한, 척도의 신뢰도를 산출한 결과 Cronbach alpha=.88의 신뢰도를 보였다(요인 1 6문항 Cronbach alpha=.86, 요인 2 5문항 Cronbach alpha=.87, 요인 3 7문항 Cronbach alpha=.80).

결 과

수용성과 지각된 과제 통제감이 정서적 안녕감에 미치는 효과

수용성과 지각된 통제감 수준에 따른 정서적 안녕감의 평균과 표준편차는 표 2, 변량분석결과는 표 3에 제시하였다. 표 3에서 알 수 있듯이, 전체 정서적 안녕감과 하위 세 요인 모두에서 수용성은 유의한 주효과를 보였다. 즉, 과제를 수행하는데 수용성이 높고 낮음에 따라 정서적 안녕감에 차이가 있다는 것을 알 수 있다. 또한, 통제와 수용성의 상호작용은 전체 정서적 안녕감, 하위 요인 '유쾌한-불쾌한', '걱정스러운-편안한'에서 유의한 효과를 나타냈다. 이는 과제 통제감이 정서적 안녕감에 미치는 효과는 수용성에 의해 달라진다는 것을 의미한다. 따라서 연구가설 2는 지지되었다.

표 2. 통제와 수용성에 따른 정서적 안녕감과 하위 세 요인의 평균과 표준편차

종속변인	통제				
	수용성	하	중하	중상	상
정서적 안녕감	상	64.00(8.63)	65.00(10.77)	64.10(9.21)	59.10(7.76)
	하	54.60(4.90)	53.70(6.78)	51.10(8.43)	60.20(9.01)
'유쾌한-불쾌한 (pleasure-displeasure)'	상	18.40(3.31)	20.90(2.88)	19.60(5.17)	17.50(3.84)
	하	18.50(2.64)	16.40(4.50)	15.30(3.86)	19.10(2.77)
'걱정스러운-편안한 (anxious-comfortable)'	상	23.2(3.58)	23.0(3.68)	21.7(4.45)	20.4(3.89)
	하	17.4(3.41)	18.5(4.55)	17.7(3.33)	21.3(3.71)
'의기소침한-열의가있는 (depressed-enthusiastic)'	상	22.4(2.76)	21.1(3.31)	22.8(2.10)	21.2(2.78)
	하	18.7(4.47)	18.8(3.29)	18.1(5.09)	19.8(3.65)

표 3. 통제와 수용성에 따른 정서적 안녕감과 하위 세 요인들의 변량분석

변량원	F(p)			
	전 체 정서적 안녕감	유쾌한- 불쾌한	걱정스러운- 편안한	의기소침한- 열의가 있는
통제	.25(p=.863)	.40(p=.750)	.37(p=.774)	.12(p=.946)
수용성	19.06(p<.001)	4.56(p<.05)	15.14(p<.001)	14.53(p<.001)
통제 × 수용성	2.88(p<.05)	3.47(p<.05)	2.90(p<.05)	.85(p=.471)

수용성 집단별로 본 지각된 과제 통제감과 정서적 안녕감의 비선형성

통제감과 수용성 수준에 따른 정서적 안녕감의 변량분석 결과, 전체 정서적 안녕감과 하위 세 요인 모두에서 주효과를 나타내었다. 수용성 수준별로 지각된 과제 통제감이 정서적 안녕감에 미치는 영향의 차이를 살펴보기 위해 추세분석을 실시하였다. 추세분석결과는 표 4에 제시하였다. 표 4에서 알 수 있듯이, 높은수용성 집단은 전체 정서적 안녕감과 하위 세 요인들에서 지각된 과제 통제감이 정서적 안녕감에 미치는 단순주효과는 나타나지 않았다($F(3,36)=1.28$, n.s.). 그리고, 전체 정서적

안녕감과 하위 세 요인에서 일차, 이차, 삼차 추세 모두 유의하지 않았다. 따라서, 수용성이 높은 조건에서 지각된 과제 통제감과 정서적 안녕감은 직선에 가까운 완만한 곡선을 나타낼 것이라는 가설 2-1은 지지되었다. 낮은 수용성 집단에서도 지각된 과제 통제감이 정서적 안녕감과 하위 세요인에 미치는 단순 주효과는 나타나지 않았다($F(3,36)=1.75$, n.s.). 하위 요인인 '유쾌한-불쾌한'은 이차 추세가 유의하고($F(1,36)=6.99$ $p<.05$), '걱정스러운-편안한'은 일차 추세가 유의했다 ($F(1,36)=4.15$ $p<.05$.) '유쾌한-불쾌한'에서 유의한 이차 추세는 비타민 모델의 가정인 지각된 통제감과 정서적 안

표 4. 수용성 집단별로 본 지각된 과제통제감의 단순주효과와 추세분석결과

집 단	추 세	F(p)			
		통제	일차추세	이차추세	삼차추세
낮은 수용성	정서적 안녕감	1.75(p=1.75)	1.20(p=.174)	2.98(p=.280)	1.07(p=.308)
	‘유쾌한-불쾌한’	2.54(p=.072)	.02(p=.889)	6.99(p<.05)	.61(p=.439)
	‘걱정스러운-편안한’	2.21(p=.104)	4.15(p<.05)	1.09(p=.303)	1.39(p=.247)
	‘의기소침한-열의가 있는’	.28(p=.837)	.19(p=.663)	.37(p=.549)	.29(p=.592)
높은 수용성	정서적 안녕감	1.28(p=.294)	2.19(p=.148)	1.62(p=.211)	.04(p=.836)
	‘유쾌한-불쾌한’	1.44(p=.248)	.53(p=.472)	3.49(p=.070)	.30(p=.589)
	‘걱정스러운-편안한’	1.10(p=.361)	3.07(p=.088)	.20(p=.660)	.04(p=.844)
	‘의기소침한-열의가 있는’	.95(p=.427)	.24(p=.631)	.03(p=.865)	2.58(p=.117)

녕감이 AD곡선형을 보인다는 가설과 달리, 과제 통제감 수준이 낮고, 중간 정도일 때는 완만한 직선을 보이다가 지각된 과제 통제감이 가장 높은 조건에서 정서적 안녕감이 가장 높은 것으로 나타났다. ‘걱정스러운-편안한’에서 유의한 일차 추세는 낮은 수용성 집단에서는 지각된 통제감이 높아질수록 정서적 안녕감이 향상된다는 것을 의미한다.

논 의

연구 1에서는 실험을 통해 얻은 자료를 이용하여 수용성과 지각된 과제 통제감 수준에 따른 정서적 안녕감에 대한 이원변량분석을 실시하였다. 그 결과, 전체 정서적 안녕감과 하위요인인 ‘유쾌한-불쾌한’, ‘걱정스러운-편안한’에서 수용성의 조절효과가 유의하게 나타났다. 이는 비타민 모델의 가정대로 직무특성에 ‘부합하는 개인특성’에 의해서 정서적 안녕감에 미치는 영향이 달라질 수 있다는 것을

의미할 뿐 아니라, 직무통제와 수용성이 상호 작용했을 때 정신건강을 더 잘 예측한다고 밝힌 Bond와 Bunce(2001, 2003)의 선행연구결과와 일치한다. 이 후, 수용성 집단별로 지각된 통제감과 정서적안녕감간의 관계를 살펴보기 위해 추세분석을 실시하였다. 그 결과, 높은 수용성집단은 본 연구가설과 일치하게 전체 정서적 안녕감과 하위 세 요인 모두에서 일차, 이차, 삼차 추세가 유의하지 않았다. 이는 수용성이 높은 집단은 지각된 과제 통제감과 정서적 안녕감간의 관계가 직무특성모델의 선형 관계 뿐 아니라, 비타민 모델의 AD가정을 모두 따르지 않는다는 것을 알 수 있다. 낮은 수용성 집단은 지각된 과제 통제감과 정서적 안녕감의 하위요인 ‘걱정스러운-편안한’간의 관계가 선형관계를 나타내 직무특성모델의 가정을 지지했다. 그리고, 정서적 안녕감의 ‘유쾌한-불쾌한’은 이차 추세가 유의하였지만, 비타민 모델의 AD가정과는 달리 지각된 통제감이 높을 때 정서적 안녕감이 높은 것으로 나타났다.

연구 2. 수용성이 지각된 직무 통제감과 정서적 안녕감에 미치는 조절효과(현장조사)

연구 1은 직무특성(통제감)이 정서적 안녕감과 비선형성 관계를 가질 것이며, 이 비선형성 관계는 직무특성에 부합하는 개인특성으로 수용성의 조절효과에 의해 달라질 것이라는 가설을 검증하였다. 연구 2는 직무특성(통제감)과 정서적 안녕감이 비선형성이라는 전제하에 비타민 모델이 가정한 직무특성(통제성)에 부합하는 개인특성을 수용성으로 보고 수용성의 조절효과를 현장연구에서 재확인하려고 했다.

본 연구에서 검증하고자 하는 가설을 다음과 같다.

가설 1. 지각된 직무통제는 직무관련 정서적 안녕감을 유의하게 예측할 것이다.

가설 2. 수용성은 직무관련 정서적 안녕감을 유의하게 예측할 것이다.

가설 3. 지각된 직무통제가 직무관련 정서적 안녕감에 미치는 영향에 있어 수용성이 조절효과를 가질 것이다.

방 법

조사대상자

J시 소재 G대학병원에 2005년 3월 현재 재직하고 있는 간호사들을 대상으로 하여 340부의 질문지를 배포하여 329부를 회수하였다. 조사대상자들의 총 근무연한은 평균은 7.69년($SD = 6.19$ 년)이고, 현 직장 근무연한은 평균은 7.39년($SD = 5.54$ 년)이다. 연령은 평균은 30세

($SD = 6.254$ 년)이고, 직급별 분포는 3급 21명(6.4%), 4급 101명(30.7%), 5급 183명(55.6%), 시간제 간호사 24명(7.3%)이며 근무부서별 분포는 일반병동근무자가 195명(59.3%), 특수부서근무자가 134명(40.7%)이었다. 성별 분포는 조사대상자 전원이 여성간호사였다.

측정도구

지각된 직무통제

예측변수인 지각된 직무통제는 Ganster(1989b)의 Work Control Scale를 번안하여 수정, 보완 후 사용하였다. 직무통제는 ‘자신의 직무환경에 대해 영향력을 발휘하여 직무환경을 더 보상적으로 만들거나 덜 위협적으로 만드는 능력’이다. 총 22문항으로 되어있고(예: 귀하의 업무수행시 문제해결의 자율권은 어느 정도입니까?), 응답은 “매우 아니다”의 1점부터 “매우 그렇다”의 Likert식 5점 척도로 측정되었다. 지각된 직무통제 척도의 타당성을 확인하기 위해 주축요인분석(Varimax회전)을 실시한 결과, 지각된 직무통제에 대한 네 개의 하위차원들이 밝혀졌다. 요인으로 묶이지 않은 2문항을 제외한 20문항이 요인1(자원분배통제, 5문항 Cronbach alpha = .80), 요인2(직무수행과정통제, 6문항 Cronbach alpha = .82), 요인3(업무목표 설정통제, 5문항 Cronbach alpha = .78), 요인4(경영정책통제, 4문항 Cronbach alpha = .71)로 나누어졌다. 척도의 신뢰도는 Cronbach alpha = .89였다.

수용성

AAQ(Bond & Bunce, 2003)척도는 연구 1과 동일한 척도이다. 수용성 척도의 타당성을 확인하기 위해 주축요인분석(Varimax회전)을 실

시한 결과 수용성에 대한 두 개의 차원이 밝혀졌다. 요인으로 묶이지 않은 8문항을 제외하고, 나머지 8문항이 요인1(행동, 예: 나는 일이 지루하더라도, 끝까지 완수할 수 있다), 요인2(의지, 예: 나는 우울하거나 불안해도 괜찮다)나누어졌다. 이는 선행연구에서 수용성의 두 요인으로 밝혀진 의지(willingness)와 행동(action)(Bond & Bunce, 2003)과 일치한다. 또한, 척도의 신뢰도를 분석한 결과 Cronbach alpha=.66이었다(요인 1(행동) 4문항 Cronbach alpha=.71, 요인 2(의지) 4문항 Cronbach alpha=.55).

정서적 안녕감

정서적 안녕감은 Warr(1990)의 'Well-Being and Mental Health Measures' 중 직무관련 정서적 안녕감 척도의 26문항을 번안하여 수정·보완하여 사용하였다. 문항내용은 연구 1과 같지만, 지시문은 연구 1과 달리 '직장생활을 하면서 경험한 느낌을 묘사하는 낱말에 해당하는 것'에 반응하도록 했다. 정서적 안녕감 척도의 타당성을 확인하기 위해 주축요인분석(Varimax회전) 결과, '유쾌한-불쾌한', '걱정스러운-편안한', '의기소침한-열의가있는' 세 요인으로 밝혀졌다. '유쾌한-불쾌한'차원은 6문항(예: 행복하다, 유쾌하다) 모두 요인으로 밝혀졌고, '걱정스러운-편안한'차원은 5문항(예: 평온하다, 긴장되다)이 요인으로 묶였으며, '의기소침한-열의가있는'차원은 7문항(예: 처참하다, 울적하다) 요인으로 묶였다. 이 척도의 신뢰도를 분석한 결과 Cronbach alpha는 .91이었으며, 하위 요인별로 요인 1(유쾌한-불쾌한) Cronbach alpha=.93, 요인 2(의기소침한-열의가있는) Cronbach alpha=.92, 요인3(걱정스러운-편안한)은 Cronbach alpha=.77이었다.

자료분석

SPSS(Statistical Packages for Social Science)Win 11.5 version을 이용하여 통계분석하였다. 통제와 수용성이 전체 정서적 안녕감과 하위 세 요인에 대해서 어느 정도 설명력을 가지고 있는지를 살펴보기 위해 표준중다회귀분석을 실시하였고, 수용성의 조절효과를 알아보기 위해 위계적 중다회귀분석을 실시하였다.

결 과

지각된 직무통제와 수용성이 정서적 안녕감에 미치는 영향

중다회귀분석을 실시하기 전, 예측변수와 준거변수간의 평균과 상관을 분석하여 표 5에 제시하였다. 이 후, 지각된 직무통제를 네 집단, 수용성을 두 집단으로 나누어 집단간 평균을 살펴보았다. 지각된 직무통제는 사분위 25 이하를 하, 25~50사이를 중하, 50~75사이를 중상, 75이상을 상 집단으로 나누었다. 지각된 직무통제가 집단별로 차이가 있는지 확인하기 위해 변량분석을 실시한 결과 집단간 유의한 차이를 보였다($F(3,328)=592.350, p<.000$). 수용성은 평균을 기준으로 상하 집단으로 나누었고 집단간 수용성 평균의 차이는 유의미했다(상집단 평균=3.7; 표준편차=.30, 하집단 평균=3.00; 표준편차=.27, $t=-22.949, df=327, p<.000$).

지각된 직무통제와 수용성이 정서적 안녕감을 설명하는 데 두 변인의 상대적 기여도를 분석하기 위하여 표준 중다회귀분석을 실시하여 표 7에 제시하였다. 표에서 보듯이, 통제와 수용성은 준거변수인 전체 정서적 안녕감과

표 5. 정서적 안녕감을 예측하는 변수들의 평균 및 상관분석

변 인	평균(SD)	통 제	수 용	정서적안녕감	측 1		측 2	
					유쾌한-불쾌한	걱정스러운-편안한	유쾌한-불쾌한	걱정스러운-편안한
통 제	2.69(0.54)	-						
수 용	3.37(0.46)	.32**	-					
정서적 안녕감	3.14(0.58)	.40**	.35**	-				
측 1 유쾌한-불쾌한	3.11(0.75)	.41**	.37**	.87**	-			
측 2 걱정스러운-편안한	2.70(0.56)	.37**	.22**	.79**	.57**	-		
측 3 의기소침한-열의가 있는	3.79(0.85)	.21**	.26**	.79**	.52**	.41**	-	

**P<.01

표 6. 통제와 수용성에 따른 정서적 안녕감과 하위 요인들의 평균과 표준편차

준 거	통제					
	수용성	저	중하	중상	상	
정서적 안녕감	상	2.89(.71)	3.22(.49)	3.30(.54)	3.51(.45)	
	하	2.82(.60)	3.00(.41)	3.14(.55)	3.18(.43)	
측 1 '유쾌한-불쾌한 (pleasure-displeasure)'	상	2.51(.62)	2.68(.53)	2.82(.50)	2.97(.52)	
	하	2.46(.56)	2.62(.46)	2.69(.60)	2.85(.50)	
측 2 '걱정스러운-편안한 (anxious-comfortable)'	상	2.51(.62)	2.68(.53)	2.82(.50)	2.97(.52)	
	하	2.46(.56)	2.62(.46)	2.69(.60)	2.85(.50)	
측 3 '의기소침한-열의가있는 (depressed-enthusiastic)'	상	3.61(.99)	3.92(.81)	4.06(.83)	4.09(.83)	
	하	3.46(.83)	3.60(.75)	3.8(.84)	3.59(.84)	

세 하위요인들을 $p < .001$ 수준에서 모두 유의하게 설명하였다. 지각된 직무통제와 수용성의 기여도를 살펴보기 위해 베타계수를 비교해 보면, 정서적 안녕감($\beta = .326, p < .001$)과 '유쾌한-불쾌한'($\beta = .324, p < .001$), '걱정하는-편안한'($\beta = .332, p < .001$)를 설명하는데 지각된 직무통제가 수용성보다 더 기여도가 높은 예측변

인으로 밝혀졌다. 반면에, '의기소침한-열의가 있는'($\beta = .145, p < .001$)은 수용성이 더 기여도가 높은 예측변인으로 밝혀졌다. 이 결과는 지각된 직무통제와 수용성이 직원들의 정서적 안녕감을 설명하는데 중요한 변수임을 밝힌 선행연구결과와 일치한다(Bunce & Bond, 2003). 수용성이 지각된 직무통제와 상호작용하여 전

표 7. 통제와 수용성에 따른 정서적 안녕감의 표준중다회귀분석결과

예측 변인	준거 정서적 안녕감				축 1 유쾌한-불쾌한				축 2 편안한-걱정하는				축 3 열의가 있는-의기소침한			
	B	β	t	p	B	β	t	p	B	β	t	p	B	β	t	p
	통제	.350	.326	6.305	.000	.454	.324	6.316	.000	.347	.332	6.155	.000	.229	.145	2.591
수용성	.307	.244	4.715	.000	.432	.263	5.119	.000	.143	.117	2.160	.032	.387	.209	3.731	.000
$R^2=.217$				$R^2=.229$				$R^2=.149$				$R^2=.084$				
$(Adj R^2=.212)$				$(Adj R^2=.224)$				$(Adj R^2=.144)$				$(Adj R^2=.079)$				
$F(2,326)=45.246$				$F(2,326)=48.476$				$F(2,326)=28.505$				$F(2,326)=14.984$				

체 정서적 안녕감과 하위 세 요인에 영향을 미친다는 조절효과를 검증하기 위해서 위계적 중다회귀분석을 실시하였다. 회귀분석 결과를 살펴보면, 지각된 직무통제와 수용성은 정서적 안녕감(통제: $\beta=.405$, 수용성: $\beta=.244$, $p<.001$)과 축 1 ‘유쾌한-불쾌한’(통제: $\beta=.409$, 수용성: $\beta=.263$, $p<.001$), 축 2 ‘걱정스러운-편안한’(통제: $\beta=.370$, 수용성: $\beta=.117$, $p<.001$), 축 3 ‘의기소침한-열의가 있는’(통제: $\beta=.145$, 수용성: $\beta=.256$, $p<.001$)을 유의미하게 예측하여, 가설 1과 2는 지지되었다. 지각된 직무통제와 수용성의 상호작용항은 정서적 안녕감을 예측하지 않아 가설 3은 기각되었다.

수용성 수준별로 본 지각된 직무통제가 정서적 안녕감에 미치는 영향

직무통제와 수용성의 상호작용에 의해서 전체 정서적 안녕감과 하위 세 요인이 달리 예측되는지 살펴보기 위해 수용성을 상·하 집단으로 나누어 위계적 중다회귀분석을 실시했다. 결과는 표 8에 제시하였다.

수용성 하 집단

수용성이 하 집단에서 위계적중다회귀분석

결과를 살펴보면, 지각된 직무통제는 전체 정서적안녕감($\beta=.322$, $p<.001$)과 ‘유쾌한-불쾌한’($\beta=.324$, $p<.001$), ‘열의가 있는-의기소침한’($\beta=.309$, $p<.001$)를 유의미하게 예측했지만, 지각된 직무통제와 수용성의 상호작용항은 전체 정서적 안녕감과 세 하위 요인을 유의하게 예측하지 않았다.

수용성 상 집단

수용성이 상 집단에서의 위계적중다회귀분석 결과를 살펴보면, 지각된 직무통제와 수용성은 전체 정서적 안녕감(통제: $\beta=.400$, 수용성: $\beta=.265$, $p<.001$)과 축 1 ‘유쾌한-불쾌한’(통제: $\beta=.409$, 수용성: $\beta=.310$, $p<.001$)을 유의하게 예측했고 두 예측변수의 상호작용도 정서적 안녕감($\beta=-.272$, $p<.001$)과 축 1 ‘유쾌한-불쾌한’($\beta=-.322$, $p<.05$)을 유의하게 예측하였다. 그러나, 축 2 ‘걱정스러운-편안한’(통제: $\beta=.381$, 수용성: $\beta=.201$, $p<.05$)과 축 3 ‘열의가 있는-의기소침한’(통제: $\beta=.212$, 수용성: $\beta=.209$, $p<.001$)에서는 통제와 수용성이 유의한 예측변수였지만, 상호작용효과는 유의하지 않았다.

표 8. 통제와 수용성에 따른 정서적 안녕감의 위계적중다회귀분석결과

집단	준거	정서적 안녕감															
						측 1 '유쾌한-불쾌한'				측 2 '걱정스러운-편안한'				측 3 '의기소침한-열의가 있는'			
		B	β	t	p	B	β	t	p	B	β	t	p	B	β	t	p
낮은 수용성	통제	.346	.322	4.165	.000	.457	.324	4.190	.000	.340	.309	3.974	.000	.409	.109	1.660	.096
		$R^2=.104 \Delta R^2=.104$ $F(1,150)=17.344$				$R^2=.105 \Delta R^2=.105$ $F(1,150)=17.557$				$R^2=.095 \Delta R^2=.095$ $F(1,150)=15.791$				$R^2=.018 \Delta R^2=.018$ $F(1,150)=2.757$			
	수용성	.205	.103	1.290	.199	.344	.131	1.650	.101	-.001	.000	-.004	.997	-.178	.134	1.311	.197
		$R^2=.114 \Delta R^2=.010$ $F(1,149)=1.664$				$R^2=.121 \Delta R^2=.016$ $F(1,149)=2.722$				$R^2=.095 \Delta R^2=.000$ $F(1,149)=.000$				$R^2=.029 \Delta R^2=.011$ $F(1,149)=1.720$			
	통제×수용성	-.041	-.088	-.587	.558	-.142	-.229	-1.545	.124	-.029	-.059	-.391	.697	-.019	-.027	-.170	.865
		$R^2=.116 \Delta R^2=.010$ $F(1,148)=.345$				$R^2=.135 \Delta R^2=.014$ $F(1,148)=2.388$				$R^2=.096 \Delta R^2=.001$ $F(1,148)=.153$				$R^2=.029 \Delta R^2=.000$ $F(1,148)=.029$			
높은 수용성	통제	.430	.400	5.782	.000	.571	.409	5.925	.000	.396	.381	5.445	.000	.335	.212	3.929	.000
		$R^2=.160 \Delta R^2=.160$ $F(1,175)=33.433$				$R^2=.167 \Delta R^2=.167$ $F(1,175)=35.106$				$R^2=.145 \Delta R^2=.145$ $F(1,175)=29.648$				$R^2=.045 \Delta R^2=.045$ $F(1,175)=15.435$			
	수용성	.518	.265	3.911	.001	.788	.310	4.671	.000	.380	.201	2.878	.005	.387	.209	3.731	.000
		$R^2=.228 \Delta R^2=.068$ $F(1,174)=15.294$				$R^2=.260 \Delta R^2=.093$ $F(1,174)=21.814$				$R^2=.184 \Delta R^2=.039$ $F(1,174)=8.280$				$R^2=.084 \Delta R^2=.039$ $F(1,174)=13.922$			
	통제×수용성	-.125	-.272	-.272	.013	-.193	-.322	-3.071	.002	-.041	-.092	-.813	.417	-.020	-.028	-.524	.601
		$R^2=.256 \Delta R^2=.027$ $F(1,173)=6.343$				$R^2=.298 \Delta R^2=.038$ $F(1,173)=9.432$				$R^2=.187 \Delta R^2=.003$ $F(1,173)=.661$				$R^2=.085 \Delta R^2=.001$ $F(1,173)=.274$			

논 의

연구 2에서는 현장조사를 통해서 얻은 자료들을 이용하여 표준회귀분석과 위계적중다회귀분석을 통해 지각된 직무통제와 수용성, 또 이 두 변인의 상호작용항이 정서적 안녕감을 유의하게 설명하는지 검증하였다.

각 예측변인들의 기여도를 살펴보기 위해서 표준회귀분석을 실시한 결과, 전체 정서적 안녕감과 '유쾌한-불쾌한', '걱정하는-편안한'를 설명하는데 지각된 직무통제가 수용성보다 더 기여도가 높은 예측변인으로 밝혀진 반면에, '의기소침한-열의가 있는'은 수용성이 더 기여

도가 높은 예측변인으로 밝혀졌다. 이 결과들을 종합해보면, 지각된 직무통제와 수용성이 정서적 안녕감을 설명하는데 중요한 변수라고 밝힌 선행연구결과와 일치한다(Bunce & Bond, 2003). 지각된 직무통제와 정서적 안녕감간의 관계에서 수용성의 조절효과를 검증하기 위해서 위계적 중다회귀분석을 실시한 결과, 지각된 직무통제와 수용성은 전체 정서적 안녕감과 세 하위요인을 유의하게 예측해서 가설 1과 가설 2를 지지하였다. 그러나, 지각된 직무통제와 수용성의 상호작용은 전체 정서적 안녕감과 세 하위요인을 유의하게 예측하지 못해 가설 3은 기각되었다. 수용성 상하 수준에 따

라 지각된 직무통제가 정서적 안녕감에 미치는 영향이 달라지는지 살펴보기 위해 위계적 중다회귀분석을 실시했다. 그 결과, 수용성 하 집단은 지각된 직무통제만이 전체 정서적 안녕감과 '유쾌한-불쾌한', '걱정하는-편안한'를 유의하게 예측했다. 수용성 하 집단은 즐겁고 마음이 편하게 일을 하느냐는 일차적으로 지각된 직무통제의 수준에 달려있다고 볼 수 있다. 그러나, '의기소침한-열의가 있는'차원에서는, 지각된 직무통제와 수용성 모두 유의미하게 예측하지 못했다. 이와 달리, 수용성 상 집단에서는 지각된 직무통제 뿐 아니라, 수용성이 전체 정서적 안녕감과 '유쾌한-불쾌한', '걱정하는-편안한', '의기소침한-열의가 있는'를 유의미하게 설명했다. 이 두 변인의 상호작용은 전체 정서적 안녕감과 '유쾌한-불쾌한'를 유의미하게 설명했다. 이는 직무특성모델의 성장 욕구강도의 조절효과는 성장욕구강도가 높은 집단에서 더 민감하다는 연구결과와 일치한다 (e.g., Brief & Aldag, 1975; Sim & Szilagyi, 1976; Abdel-Halim, 1979; Pierce, Dunham & Blackburn, 1979). 연구 2의 결과들로부터 지각된 직무통제와 수용성이 직장에서 정서적 안녕감에 영향을 미치는 중요한 변수임을 알 수 있다.

종합 논의

연구 1은 실험법으로 지각된 과제 통제가 정서적 안녕감에 미치는 영향에 있어 수용성의 조절효과를 비타민 모델로 검증하였다.

결과를 요약하면 첫째, 전체 정서적 안녕감과 하위 세 요인인 유쾌한-불쾌한, 걱정되는-편안한, 의기소침한-열의있는데 대한 지각된

과제통제감의 주효과가 나타나지 않았다. 반면, 수용성은 모든 정서적 안녕감에서 주효과를 나타내어 수용성이 높고 낮음에 따라 정서적 안녕감에 차이가 있음이 발견되었다. 이 결과는, Bond & Bunce(2003)의 연구에서, 수용성은 정신건강과 직무수행에는 주효과가 있지만, 직무만족에는 주효과가 없었다고 밝혀진 결과와는 다르게, 만족 정서를 다룬 정서적 안녕감의 하위차원 '유쾌한-불쾌한'에도 수용성이 영향을 미치는 것을 밝혔다. 또한, 전체 정서적 안녕감과 '유쾌한-불쾌한', '걱정하는-편안한'에서는 수용성과 지각된 과제 통제감의 상호작용이 유의하였다. 이는 직무통제와 수용성이 상호작용으로 정신건강을 더 잘 예측할 수 있음을 밝힌 Bond & Bunce(2001, 2003)의 선행연구결과와 일치한다. 둘째, 비선형성의 검증을 위해 추세분석을 실시한 결과를 요약하면, 수용성 상 집단은 정서적 안녕감과 하위 세 요인 모두에서 일차, 이차, 삼차 추세가 유의하지 않았다. 수용성 상 집단은 지각된 과제 통제감의 수준에 상관없이 수용성 하 집단보다는 높고, 수평선에 가까운 일정한 정서적 안녕감을 보인다고 할 수 있다. 이는 직무특성모델의 선형관계가정과 비타민 모델의 AD양상의 가정을 모두 따르지 않는 결과이다. 수용성 하 집단에서 정서적 안녕감 '걱정하는-편안한'차원은 일차추세만 유의하였다. 통제와 정서적 안녕감의 관계가 AD의 곡선형이 아니라, 지각된 통제감이 증가할수록 정서적 안녕감이 향상되는 선형관계로 나타난 것이다. 이 결과는 직무특성과 결과변인들간의 선형관계를 가정한 직무특성모델을 지지했다. 그리고, 정서적 안녕감 '유쾌한-불쾌한'에서는 이차추세를 나타내 비선형성을 보였지만, 비타민모델의 예언과는 달리, 통제감이 가장 높을 때

정서적 안녕감이 가장 높은 것으로 나타났다. 이는 지각된 과제 통제감이 정서적 안녕감에 미치는 영향은 수용성에 의해 달라지지만, 관계의 양상이 직무특성모델과 비타민모델을 따르지 않아 개인차변인에 대한 앞으로의 검증이 필요하다고 본다.

연구 2는 현장조사법으로 지각된 직무통제가 정서적 안녕감에 미치는 영향에 있어 수용성의 조절효과를 검증하였다. 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 지각된 직무통제와 수용성은 전체 정서적 안녕감과 세 하위요인을 유의미하게 설명하였다. 그러나, 지각된 직무통제가 정서적 안녕감에 영향을 미치는데 수용성의 조절효과는 나타나지 않았다.

둘째, 전체적으로 수용성의 조절효과가 없었지만, 수용성을 두 집단으로 분류해서, 상하 집단별로 지각된 직무통제가 정서적 안녕감에 미치는 차이를 살펴보았다. 위계적 중다회귀 분석결과를 종합해보면, 수용성이 하집단의 경우는 지각된 직무통제만이 전체 정서적 안녕감과 '유쾌한-불쾌한'과, '걱정하는-편안한(anxious-comfortable)'차원을 유의하게 예측했다. 즉, 수용성이 낮은 사람들은 지각된 직무통제에 의해서 정서적 안녕감이 달라질 것이다. 또한, 수용성 하 집단에서의 지각된 직무통제와 수용성이 정서적 안녕감 '의기소침한-열의가 있는'차원을 예측하지 않는 것으로 나타났다. 이와 달리, 수용성 상 집단의 경우는 지각된 직무통제 뿐 아니라, 수용성도 전체 정서적 안녕감과 '유쾌한-불쾌한', '걱정하는-편안한', '의기소침한-열의가 있는'을 유의미하게 설명했다. 이 두 변인의 상호작용은 정서적 안녕감과 '유쾌한-불쾌한'를 유의미하게 설명했다. 즉, 수용성 상 집단은 지각된 직무통제

가 정서적 안녕감에 미치는 영향에 있어 수용성이 조절효과를 나타내고, 더 긍정적인 정서를 경험하게 만든 것으로 나타났다. 그러나, '걱정하는-편안한', '의기소침한-열의가 있는'에서는 상호작용효과가 없었다.

연구 1과 연구 2 결과의 공통점과 차이점을 살펴보겠다. 먼저, 두 연구결과의 공통점은 수용성이 전체 정서적 안녕감과 정서적 안녕감의 세 하위요인에 유의하게 영향을 미치는 요인으로 밝혀졌다는 것이다. 구체적으로, 직무상황에서 발생할 수 있는 부정적인 감정들을 억누르고 회피하는 것이 아니라, 자신의 감정을 받아들인 후 업무목표에 매진하려는 수용적 성격이 정서적 안녕감을 더 향상시킨다고 볼 수 있다. 그러나, 수용성의 조절효과는 연구 1과 2의 결과가 다르게 나타났다. 연구 1은 지각된 직무통제와 수용성이 상호작용하여 정서적 안녕감에 영향을 미치는 것으로 나타났으나, 연구 2에서는 상호작용효과가 유의하지 않았다. 수용성 수준에 따라 조절효과를 살펴본 결과, 수용성 상하 집단에 따라 수용성의 조절효과가 달라졌다. 수용성 상 집단은 전체 정서적 안녕감과 '유쾌한-불쾌한'에서 상호작용이 유의하였지만, 수용성이 낮은 집단은 통제만이 정서적 안녕감과 '유쾌한-불쾌한', '걱정스러운-편안한'에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 수용성 상 집단은 직무통제가 정서적 안녕감과 만족에 영향을 미치는데 수용성이 조절효과를 나타내어 그 효과를 상승시킨다고 볼 수 있다. 그러나, 수용성이 하 집단에서는 지각된 직무통제의 효과만이 있었기 때문에 통제의 효과를 크게 하기 위해선 수용성을 높일 수 있는 프로그램들이 직무세계와 병행되어야 한다는 것을 시사한다. 연구 1은 지각된 과제 통제감이 전체 정서적 안녕감과

세 하위요인에서 주효과가 없었지만, 연구2는 회귀분석결과 전체 정서적 안녕감과 세 하위요인에서 지각된 직무통제의 주효과가 나타났다. 이는 연구 1은 실험이라는 인위적 상황에서 과제선택과 수행이 참여자에게 중요하고 현실감있게 다가가지 못했다고 본다. 이와 달리, 연구 2는 현장에서 근무하는 직원들을 대상으로 했기 때문에 지각된 직무통제의 현실적인 효과가 있었다고 본다.

이 연구의 의의는 직무재설계에 관한 비타민모델의 검증하는데 있다. 직무특성과 정서적 안녕감이 비선형성 관계를 가질 것이라는 비타민 모델 검증은, 선행연구들에서 조사방법만으로 검증하였으나, 본 연구는 실험법과 현장조사법을 모두 사용하여 모델을 검증했다는 데 의의를 둘 수 있다. 또한, 심리적 수용성을 개인의 능동적 성격으로 보고 조절효과를 검증한 것은 선행연구들에서 수용성이 직무통제의 강화로 인한 직무확충의 긍정적인 결과를 끌어낼 수 있는 개인차변인으로 밝혀진 결과들과 일치한다. 이는 수용성이 자기효능감과 같은 또 다른 능동적인 성격유형의 하나로서 직무통제가 정서적 안녕감에 미치는 영향에서 조절효과를 예측해 낼 수 있는 중요한 개인차요인의 하나로 볼 수 있음을 시사한다. 통제의 강화로 인한 직무확충의 결과는 개인의 수용성에 의해 달라지므로, 수용성 영향에 대한 검증을 통해 정서적 안녕감을 향상시키고, 직무재설계시 함께 고려할 정신건강 관리기법으로 다루어질 필요성을 시사해준다.

본 연구의 제한점을 살펴보겠다. 연구 1의 결과에서 지각된 과제 통제감의 주효과가 유의하지 않았다. 이는 인위적으로 조작된 실험 상황에서 과제 활동이 참여자에게 개인적으로 중요하지 않은 활동으로 지각되었기 때문에

나타난 결과로 볼 수 있다. 앞으로는 참여자에게 의미충만하게 다가갈 수 있는 과제개발 및 과제활동 후 적절한 피드백을 줄 수 있도록 해야 할 것이다. 연구 2의 경우는 작업맥락이 직무특성과 직무에 대한 반응사이의 관계에 영향을 준다는 연구결과(Solomon, 1986)가 있기 때문에, 지각된 직무통제에 대한 반응은 통제되지 않은 조직 풍토, 작업환경, 과제특성 등의 영향을 받았을 가능성도 있다. 또 하나의 제한점은 일반화의 문제이다. 연구 1은 대학생들을 참여자로 한 실험법이며서 현실성이 떨어지며, 연구 2는 병원의 간호사들만을 대상으로 실시하였기 때문에 다른 직종으로의 일반화하는데는 한계가 있다고 본다.

추후 연구는 첫째, 직무설계가 이루어지기 전의 지각된 직무통제감과 수용성의 영향, 직무설계와 정신건강관리기법 실시 후 두 변인의 영향을 비교·검증할 필요가 있다. 그렇게 될 때 직무특성과 정신건강관리기법에 따른 정서적 안녕감의 변화를 알 수 있을 것이다. 둘째, 한 조직을 종단적으로 연구함으로써 정서적 안녕감에 대한 지각된 직무통제감과 수용성의 영향력이 시간적으로 안정성이 있는지를 알아볼 필요가 있다. 마지막으로, 독립변인의 하위요인들이 결과변인에 미치는 영향력을 분석할 필요가 있다. 연구 2에서 밝혀진 지각된 직무통제(자원분배참여, 직무수행과정참여, 업무목표설정참여, 경영정책참여)와 수용성(행동, 의지)의 각 하위요인들로 표준회귀분석을 실시했을 때, 정서적 안녕감을 설명하는 데 하위요인들간에 차이가 있었다. 직무수행과정의 참여($\beta=.308, p<.001$)와 행동($\beta=.187, p<.001$)요인 순서로 정서적 안녕감을 설명하였고, 나머지 요인들은 유의하지 않았다. 정서적 안녕감 ‘유쾌한-불쾌한과 정서적 안녕감 ‘의기소

침한-열의가 있는'에서도 직무수행과정의 참여(각각: $\beta=.254$ $p<.001$, $\beta=.271$, $p<.001$)와 행동(각각: $\beta=.226$ $p<.001$, $\beta=.119$, $p<.05$) 요인 순으로 기여하는 것으로 나타났고, 나머지 요인은 유의하지 않았다. 정서적 안녕감 '걱정하는-편안한'차원에서는 직무수행과정의 참여($\beta=.228$, $p<.001$), 경영정책의 참여($\beta=.160$, $p<.05$), 업무목표설정의 참여($\beta=.124$, $p<.05$), 행동($\beta=.106$, $p<.05$) 요인 순서로 기여도가 나타났다. 이 결과는 통제의 하위 요인들에 따라 정서적 안녕감과 하위 세 요인들을 달리 예측한다는 것이다. 그러므로 추후 연구는 직종과 작업환경에 따라 전체 정서적 안녕감을 설명하는 통제의 하위요인이 달라지는지를 검증해야 한다. 본 연구는 비타민 모델의 9가지 직무특성 중 지각된 과제 통제감만을 다루었지만, 추후 연구는 이외의 8가지 직무특성도 정서적 안녕감과 비선형 관계를 가질 것인지, 또 다른 종속변인들과도 비선형관계를 가질 것인지 검증할 필요가 있다.

참고문헌

- Andrewa. Frank & John P. Robinson., (1991). Measure of Subjective Well-Being. *Measure of Personality and Social Psychological Attitudes*, 61-114.
- Abdel-Halim, A. A. (1979). Individual and interpersonal moderators of employee reactions to Job characteristics: A reexamination. *Personnel Psychology*, 32, 121-137.
- Averill, J. R. (1973). 'Personal control over aversive stimuli and its relationship to stress', *Psychological Bulletin*, 80, 286-303.
- Baker, D. (1985). The study of stress at work. *Annual Review of Public Health*, 6, 367-381.
- Bateman, T. S. & Crant, J. M. (1993). The pro-active component of organizational behavior: a measure and correlates. *Journal of Organizational Behavior*, 14, 103-18.
- Bazerman (1982). 'Impact of personal control on performance: Is added control always beneficial?'. *Journal of Applied Psychology*, 67, 472-479.
- Bond F. W. & Bunce, D. (2001). Job control mediates change in a work reorganization intervention for stress reduction. *Journal of Occupational Health Psychology*, 6, 290 -302.
- Bond F. W. & Bunce, D. (2003). The Role of Acceptance and Control in Mental Health, Job Satisfaction, and Work Performance. *Journal of Applied Psychology*, 88, 1057-1067.
- Brief, A.P., & Aldag, R.J. (1975). Employee reactions to job characteristics: A constructive replication. *Journal of applied psychology*, 60, 182-196
- Champoux, J. E. (1978). A Preliminary Examination of Some Complex Job Scope- Growth Need Strength Interactions. *Academy of Management Journal*, 23, 59-63.
- Champoux, J. E. (1980). A three-sample test of some extensions to job characteristics model of work motivation. *Academy of Management Journal*, 23, 466-478.
- Champoux, J. E. (1992). A Multivariate Analysis of Curvilinear Relationships Among Job Scope, Work Context Satisfactions, and Affective Outcomes. *Human Relations*, 45, 1.
- De Jonge, J., Janssen, P. P. M. & Van Breukelen,

- G. J. P. (1996). 'Testing the Demand-Control-Support Model among health care professionals: a structural equation model', *Work and Stress*, 10(3), 209-224.
- De Rijk, A. E., Le Blanc, P. M. & Schaufeli, W. B. (1998). Active coping and need for control as moderators of the job demand-control model: effects on burnout. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 71, 1-18.
- Doncevic, S., Theorell, T. & Scalia-Tomba, G. (1988). The psychological work environment of district nurses in Sweden. *Work and Stress*, 2, 341-351.
- Ganster, D. C. (1989a). Worker control and well-being: A review of research in the workplace. In: Sauter, S., Hurrell, J. and Cooper, C.(Eds) *Job Control and Worker Health*, Wiley, Chichester, U.K., 3-24.
- Ganster, D.C. (1989b). *Measure of work control. Final report to the National Institute of Occupational safety and health*(Contract No. 88-91).Cincinnati, OH:National Institute of Occupational safety and health.
- Ganster, D. C. & Fusilier, M. R. (1989). 'Control in the workplace'. In: Cooper, C. L. and Robertson, I. T. (Eds) *International Review of Industrial and Organizational Psychology*, Wiley, Chichester, 235-280.
- Griffin, R. N. (1981). A longitudinal investigation of task characteristics. *Academy of Management Journal*, 24, 99-113.
- Hackman, J. R. & Oldham, G. R. (1975). Development of the Job Diagnostic Survey. *Journal of Applied Psychology*, 60, 159-170.
- Hackman, J. R., Pearce, J. L., & Wolfe, J. C. (1978). Effect of changes in job characteristics on work attitudes and behavior: A naturally occurring quasi-experiment. *Organizational Behavior and Human Decision performance*, 21, 189-304.
- Johnson, J. V., & Hall, E. M. (1988). Job strain, work place social support, and cardiovascular disease: a cross-sectional study of a random sample of the Swedish working population. *American Journal of Public Health*, 78, 1336-1342.
- Karasek, A. R. (1979). Job Demands, Job Decision Latitude, and Mental Strain: Implications for Job Redesign. *Administrative Science Quarterly*, 24, 285-308.
- Katz, R. (1978). The influence of job longevity on employee reactions to job Characteristics. *Human Relations*, 31, 703-725.
- Landeweered, J. A. & Boumans, N. P. G.(1994). 'The effect of work dimensions and need for autonomy on nurses' work satisfaction and health', *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 67, 207-217.
- Landsbergis, P. A., Schnall, P. L., Deitz, D., Fridman, R. & Pickering, T. (1992). 'The patterning of psychological attributes and distress by "job strain"and social in a sample of working men', *Journal of Behavioral Medicine*, 15, 379-405.
- Mowday, R. T., & Spencer, D. G. (1981). The influence of task and personality characteristics on employee turnover and absenteeism incidents, *Academy of management Journal*, 24, 634-642.

- Orpen, C. (1979). The effects of job enrichment on employee satisfaction, motivation, involvement, and performance: A field experiment. *Human Relations*, 32, 189-217.
- Pierce, J. L., Duham, R. B., & Blackburn, R. S. (1979). Social systems structure, job design, involvement, and performance: A field experiment. *Human Relations*, 32, 189-217.
- Schaubroeck & Fink (1998). Facilitating and inhibiting effects of job control and social support on stress outcomes and role behavior: a contingency model. *Journal of Organizational Behavior*, 19, 167-195.
- Siergrist, J. & Matschinger, H. (1989). Restricted status control and cardiovascular risk. In A. Steptoe and A. Apple(eds), *Stress, Personal Control and Health*(Wiley & Sons, Chichester), 65-82.
- Siergrist, J. H. (1991). Contributions of sociology to the prediction of heart disease and their implications for public health. *European Journal of Public Health*, 1, 10-21.
- Sims, H. P., & Szilagyi, A. D. (1976). Job characteristics relationships: Individual and structural moderators. *Organizational Behavior and Human performance*, 17, 211-230.
- Solomon, E. E. (1986). Private and public sector managers: An empirical investigation of job characteristics and organizational climate. *Journal of Applied Psychology*, 71, 247-259.
- Wanous, J. P. (1974). Individual differences and reactions to job characteristics. *Journal of applied psychology*, 59, 616-622
- Warr, P. B. (1987). *Work, Unemployment, and Mental Health*, Oxford University Press, Oxford.
- Warr, P. B. (1990a). Decision latitude, job demand, and employee well-being. *Work and stress*, 4, 4, 285-294.
- Warr, P. B. (1990b). The measurement of well-being and other aspects of mental health, *Journal of Occupational psychology*, 63, 193-210.

1 차 원고접수 : 2005. 9. 6

2 차 원고접수 : 2005. 11. 2

최종 게재결정 : 2005. 11. 8

The Moderating Effect of Acceptance on the Relationship between Perceived Task Control and Affective Well-Being: A Test of Warr's Vitamin Model

Myeong Souk Yi

Chung Nam Kim

Department of Psychology Gyeongsang National University

The purpose of this study was to investigate the moderating effect of acceptance on the relationship between perceived task control and affective well-being: for test hypothesis from the Warr's Vitamin Model. Study 1 was conducted to laboratory experiment for the hypotheses testing. The results showed that in the total well-being, the interaction effects of perceived task control and acceptance were founded. the results of Trend analysis showed that in high acceptance group, 'pleased-displeased', 'anxious-comfortable' and 'depressed-enthusiastic' factors of the affective well-being and the total well-being was not significant to the linear, quadratic, and cubic trend. On the other hand, in low acceptance group, 'pleased-displeased' axe of the affective well-being was significant to quadratic trend. And 'anxious-comfortable' axe was significant to the linear trend. Study 2 was conducted to Field survey. The results showed that perceived job control and acceptance were significant predictors total job-related affective well-being, 'pleased-displeased', 'anxious-comfortable' and 'depressed-enthusiastic' sub-factors of the affective well-being. But the interaction effect of perceived job control and acceptance was not found. Hierarchical multiple regression analyses showed that the moderating effect of acceptance in low acceptance group was differ from ones of high acceptance group. The results of the present study 1 and study 2 suggest that perceived control and acceptance are important predictors for the affective well-being and acceptance moderate the relationship between perceived control and affective well-being. Implications of results ,limitations of this study and suggestions for the future study are discussed.

key words : *perceived control, acceptance, affective well-being*