

한국심리학회지 : 문화및사회문제  
*Korean Journal of Culture and Social Issues*  
 2012, Vol. 18, No. 4, 435~462.

## 재한 몽골 합법·불법 이주노동자들의 직업만족도, 사회적 지지, 희망이 삶의 질에 미치는 영향: 희망의 매개효과와 체류자격의 조절효과를 중심으로\*

신 성 자<sup>†</sup>

미칠도칠 오통도람

경북대학교 사회복지학과

본 연구는 ‘직업만족’, ‘사회적지지’ 그리고 ‘희망’이 ‘삶의 질’에 미치는 영향과, ‘희망’의 매개효과 그리고 ‘체류자격’(불법, 합법)의 조절효과를 검증해 보고자 하였다. 전국 10개 도시에 거주하는 453 명의 재한 몽골 이주노동자들(합법 체류자, 333명, 불법 체류자 120명)을 임의표집 방법으로 선정하여 설문조사(2011년 1월초-2월말)를 실시하였다. 분석방법은 구조방정식 모형을 통하여 변수들의 인과관계를 분석하였다. 매개효과는 편향수정 부트스트래핑(bias-corrected bootstrapping) 방법을 사용하여 분석하였고, 조절효과는 다집단 분석(multi-group analysis)을 실시하여 검정하였다. 합법집단과 불법집단간의 주요 변인들의 차이를 비교하기 위해서 잠재평균 분석결과와 Cohen의 효과크기를 함께 제시하였다. 분석결과, 직업만족과 사회적 지지는 각각 희망 및 삶의 질에 정적 직접효과를 가졌다. 희망은 삶의 질에 정적 직접효과를 줄 뿐 만 아니라, 직업만족 또는 사회적 지지가 삶의 질에 미치는 긍정적 효과를 한 층 더 증폭시키는 매개역할을 하는 것으로 밝혀졌다. 두 집단의 각 경로에 체류자격의 조절효과는 유의미하지 않았다. 잠재평균 분석결과, 직업만족, 사회적 지지, 희망에서는 합법 체류자와 불법 체류자 간에 유의미한 차이가 발견되지 않았지만, 합법 체류자의 삶의 질이 불법 체류자보다 유의하게 높았다. 체류자격 여부와 관계없이 직업만족, 사회적 지지 그리고 희망을 증진시키는 것이 이주노동자들의 삶의 질을 향상시키는데 매우 중요하다는 사실을 실증적으로 규명하였고, 주요 발견점을 토대로 실천적, 정책적 함의를 논의하였다.

주요어 : 이주노동자, 몽골, 직업만족, 사회적지지, 희망, 삶의 질, 체류자격, 조절효과

\* 본 연구는 경북대학교 석사학위 청구논문(미칠도칠 오통도람)의 일부내용을 포함하여 새로운 연구모형을 구축하여 재분석한 논문임

† 교신저자 : 경북대학교 사회복지학과 교수, E-mail : sjshin@knu.ac.kr

대한민국은 지난 반세기 동안 산업화를 통해서 세계가 주목할 만큼 팔목할만한 경제성장을 도모하여 개발도상국에서 OECD 회원국에 진입한 유일한 나라가 되었다. 1970년대까지만 해도 한국은 서독, 중동 등에 노동력을 수출하던 나라였지만, 1980년대 후반부터 한국의 눈부신 경제발전 소식을 접한 외국인 노동자들이 한국 노동시장에 유입되면서(설동훈, 1996) 노동력을 수입하는 국가로 전환되었다. 경제발전으로 인해 국민의 생활수준이 크게 향상되면서 내국인 노동자들은 힘들고 열악한 작업환경에서의 근무를 기피하는 현상이 뚜렷해졌다. 3D(Dirty, Dangerous, Difficult)업종 산업체들이 심각한 인력난을 겪게 되자, 정부는 이 문제를 해결하기 위해서 외국인 노동력 활용의 필요성을 절감하고, 기업연수생제도(1991)와 산업연수생제도(1993)를 도입하였다. 2004년에 노동기본권을 보장하는 고용허가제를 채택하게 되면서, 외국인 노동자들의 한국 노동시장 유입이 급속하게 증가하였다. 노동부가 발표한 최근 자료(2011. 6 기준)에 의하면 재한 외국인 이주노동자들은 약 72만 명에 이르고 있다(국가인권위원회, 2011. 10).

이주노동자들은 국내노동시장에서 고유영역을 확보하고 산업생산 활동의 한 부분을 담당하며, 한국 사회에서 저변계급으로 자리 잡고 있다(설동훈, 1996; 최재윤, 국가인권위원회, 2011.10 에서 재인용). 이주노동자들의 노동력에 대한 우리 산업체의 높은 의존도를 상기할 때, 이주노동자들은 우리와 공생하여야 하는 사회구성원(김신정, 이순희, 김숙영, 김애리, 박현태, 이영주, 2008)으로 인식해야 할 것이다.

재한 이주노동자들은 대부분 한국노동자들이 기피하는 3D업종의 열악한 작업환경에서

근무하며 육체적, 정신적 고통(김현덕, 2003; 김신정 외, 2008)을 겪고 있는 것이 현실이다. 이주노동자들이 겪는 어려움은 열악한 작업환경 및 생활여건의 문제만이 아니다. 이주노동자들에 대한 한국인들의 차별적인 태도는 언어와 문화가 다른 타국에 와서 생활하는 이주노동자들에게 소외감을 갖게 할 수 있다. 한국사회에 잔존하는 순혈주의와 문화적 배타성(설동훈, 2001; 김신정 외, 2008)은 한국인들이 이주노동자들을 차별적인 시각을 가지고 대하는 중요한 원인으로 지적되고 있다. 부가하여, 우리 정부는 국내노동자 보호와 이주노동자들의 정주화를 방지하기 위해서 이주노동자들에게 가족동반을 허용하지 않고 있다(국가인권위원회, 2011. 10). 가족 결합권을 인정하지 않고 있기 때문에 애정과 지지의 대상인 가족과 강제된 분거생활을 하는 이주노동자들은 외로움과 고립감에 빠지기 쉽다. 타국에서 이방인으로서 힘든 노동을 하며 외로운 생활을 하는 이주노동자들이 용기와 희망을 잃지 않고 어려움을 잘 극복해나가기 위해서는 사회적 지지가 필요할 것이다.

몽골 이주노동자들의 한국노동시장 유입은 1997년 500명의 산업연수생들이 한국에 파견되면서 시작되었고, 해마다 지속적으로 증가하여 현재 약 3만 명을 초과하고 있다(몽골통계청, 2010). 몽골 이주노동자들이 전체 재한 이주노동자의 약 2.5%에 불과하지만, 재한 몽골인들의 숫자(약 3만 명)는 전체 몽골 인구(약 270만 명)의 1.1%를 능가한다(람후 몽크라릉, 진미정, 2010). 재한 몽골 이주노동자들과 이들에게 의존하고 있는 본국의 가족들 까지 함께 고려해 볼 때, 이들의 삶이 몽골 사회에 미칠 수 있는 영향력은 결코 적지 않을 것으로 사료된다. 재한 몽골 이주노동자들의 ‘안

녕'(well-being)은 몽골 사회 뿐 만 아니라, 이들로부터 지속가능한 양질의 노동력 확보가 필요한 한국 사회 모두가 함께 관심을 가지고 노력해야 할 과제이다.

다양한 지지주체(자국인 및 자국인 단체, 한국인 및 한국인 단체, 종교단체, 외국인 지원단체등)로부터 이주노동자들에게 지원되는 사회적 지지는 이주노동자들의 심리사회적 적응 및 삶의 질에 긍정적인 영향을 미친다는 사실이 여러 선행연구결과(김선희, 2005; 박형기, 2004; 미칠도칠, 2011; 윤영희, 2011; 윤정주, 2004; 장세진, 1992; 정은희, 2005 정기선, 1991; Noh & Avision, 1996; Goodwin & Plaza, 2000; Berry, 1987, 김선희, 2005에서 재인용)에서 보고되고 있다. 한국노동시장 유입이 비교적 늦은 몽골 이주노동자들은, 한국노동시장에 일찍 들어와서 이미 자치조직(필리핀 공동체, 네팔 자문위원, 방글라데시 협회등)을 가진 다른 나라 이주노동자들에 비해 사회적 연계망이 제대로 구축되지 못하여, 상대적으로 사회적 지지체계가 빈약한 편이다(미칠도칠, 2011). 몽골 이주노동자들을 지원하는 지역의 교회 및 사찰, 그리고 몽골 식당등을 중심으로 이들의 사회관계망이 형성되고 있는 실정이다. 이주노동자로서의 고달픈 삶에도 불구하고 어려움을 견디는 것은 경제적으로 보다 안정된 미래에 대한 ‘희망’을 가지고 있기 때문이다. 이주노동자들은 미래의 더 나은 삶을 위해서 코리안 드림(Korean Dream)을 가지고 한국에 왔다. 이러한 ‘희망’이 이들에게 힘든 이주노동자의 삶을 견딜 수 있게 하는 원동력이 될 것이다.

현재 한국노동시장에서 일하고 있는 이주노동자들 중에 상당수(약 7만명, 2011.9, 청년의사)는 불법 체류 노동자이다. 2011년 12월 20

일 기준 출입국 통계자료에 의하면, 몽골 이주노동자의 경우 합법 체류자는 7920명이고, 불법 체류자는 3265명으로 불법 체류자의 비율은 27.6%이다. 이는 전체 외국인노동자 불법취업자 비율(9.2%)의 약 3배가 된다. 몽골 이주노동자들을 대상으로 한 국내 연구는 극소수에 불과하다. 몽골 노동자의 고용 및 생활실태(바야르마, 2008), 근로자의 고용실태(차츠랄, 2003), 동기유발요인에 미치는 영향(자아트, 2002)등 관련 선행 연구들은 대부분 현황파악 수준에서 크게 벗어나지 못하고 있는 실정이다. 그리고 연구 대상자들(바야르마, 2008; 차츠랄, 2003)도 불법 체류자에 편중되어 있다. 재한 몽골 이주노동자들의 삶의 질에 대한 체계적인 연구가 필요하고, 몽골 이주노동자들의 삶의 질에 대한 연구는 합법 체류자와 불법 체류자를 모두 포함하여 이들의 삶의 질에 유의미한 영향을 미치는 관련 요인들을 규명해보고, 체류자격 여부에 따른 비교분석이 이루어져야 할 것으로 사료된다.

### 이주노동자들의 삶의 질

삶의 질은 물리적, 환경적, 심리적 측면까지 포괄하는 삶의 종합적인 상태이다(정규현, 1994). 삶의 질을 평가함에 있어서 객관적 측면을 강조한 Benn(1973)은 사람들의 여유로움, 만족한 생활을 하기 위한 사회시스템이 만들어져야 가능하다고 하였다(박병선, 2007에서 재인용). 객관적인 삶의 질을 측정하기 위해서는 사회적 지표(경제, 환경등)를 활용해야 한다. 삶의 질은 객관적인 측면이 갖추어져 있다고 할지라도, 개인이 주관적으로 느끼는 만족 수준이 낮을 경우, 기본적으로 안녕(well-being)의 상태라고 말하기 어렵다(미칠도칠, 2011). 객관적인 삶의 조건들이 주관적인

삶의 질에 영향을 준다는 측면에서 객관적인 지표가 필요하고, 주관적인 삶의 질이 객관적인 삶의 지표를 대체한다는 측면에서 개인의 삶의 질을 평가함에 있어서 주관적 평가의 중요성이 강조된다.

많은 연구자들(백은형, 2003; 신도철, 1981; Ferrans, 2005, 김신정 외, 2008에서 재인용; Johnson 외, 1982)이 삶의 질을 사회적 상황이나 조건에 대한 객관적 자료나 수치와 같은 객관적인 지표라기보다는 개인이 자신의 삶에서 경험하고 느끼는 만족감이나 안녕감과 같은 주관적인 측면을 더 부각하였다.

주관적 측면에서 삶의 질에 대한 여러 학자들의 정의를 살펴보면, Dalkey 외(1973)는 삶의 질을 개인의 안녕감, 생활상의 만족 또는 불만족감, 행복감 또는 불행감을 의미한다고 하였고, Mitchell 외(1973)는 어떤 개인이 일정기간 동안 자신의 욕구에 대해 전반적으로 인식하거나 감지하는 만족감이라고 정의하였다. Burchardt(1985)도 만족과 불만족, 행복과 불행에 대한 인간의 느낌, 유쾌하고 불유쾌한 감정상태 간의 조화 등과 같은 정서나 정신적 측면에서 삶의 질을 정의하고 있다(미칠도칠, 2011). 삶의 질은 삶에 대한 만족감 및 안녕감(well-being)에 기초하고 있음을 알 수 있다. Johnson 외(1982)는 삶의 질을 신체적, 정신적, 사회적, 경제적 요인등 복합적인 상황 속에서 개인이 표현하거나 경험한 주관적인 만족을 의미한다고 파악하였다(박병선, 2007에서 재인용).

삶의 질을 구성하는 내용은 매우 다양하고 광범위하여, 단일 연구(single study)에서 모든 영역을 포괄하기는 사실상 어렵고, 학문적 특성과 연구목적에 따라서 내용 및 범위가 한정될 수 있다.

### 직업만족도가 희망 및 삶의 질에 미치는 영향

삶의 질은 매우 다양한 영역을 포괄하고 있지만 이주노동자들의 삶의 질을 평가할 때 무엇보다도 이들의 ‘직업’에 대한 만족도가 중요한 측면으로 고려되어야 할 것이다. 직장생활은 이주노동자들의 삶의 질에 매우 중요한 영향을 미친다. 직업은 생계유지, 삶의 보람, 만족 및 목적을 달성하고 삶을 영위하는데 가장 근원적인 부분라고 할 수 있다(김인규, 2003). 김왕배(1985)도 직장생활이 가정생활, 주거, 여가활동, 정부정책등 여러 요인들보다 삶의 질을 예측할 수 있는 가장 강력한 변인이라고 밝힌 바 있다. 많은 연구자들이 직장환경 특성(김왕배, 1995; 김민경, 2011; 박형기, 2004) 및 근로조건(고민주, 2004; 구은경, 2006; 곽재호, 2006; 김인규, 2003; 안주엽, 2000; 미칠도칠, 2011; 이현송, 1998; 한혜진, 오진수, 최정명, 이현주, 윤순녕, 2003)에 초점을 두어 삶의 질을 연구하였다. 최근 연구(미칠도칠, 2011)에서도 이주노동자들의 ‘근로조건’과 삶의 질의 상관성이 있는 것으로 밝혀졌다.

직업만족도는 근로조건 및 작업환경에 의해 크게 좌우된다. 김인규(2003)는 근로조건을 평가할 수 있는 지표들(근로복지지표, 한국의 사회지표, OECD 사회지표체계등)을 검토하여 주요지표 내용으로 임금, 근로시간, 부가급부, 일의 내용, 근무환경, 개인의 발전가능성, 인간관계등을 제시하였다. 박달순(2003)과 고희준(2005)의 연구에서는 외국인 노동자의 근로조건에 대해 연구에서, 근무시간, 임금수준, 근무환경등에 기초하여 근로조건을 평가하였다. 이주노동자들의 직업만족도는 단순히 근로활동을 통한 금전적인 보상 뿐만 아니라, 쾌적한 근무여건(환경), 자아실현의 기회, 기타

직장생활에서의 의미와 가치등 다양한 차원이 고려되어야 할 것이다.

선행 연구는 재한 몽골 이주노동자들의 열악한 근무환경을 잘 시사해주고 있다. 차츠랄(2003)은 근로생활에서 제일 불만을 갖는 문제가 장시간 근로(46%)와 낮은 급여 및 체불(21%) 그리고 작업환경(11%)이라고 밝혔다. 바야르마(2008)의 연구에서는 재한 몽골 이주노동자들이 한국에 대한 인상이 나빠진 주요 원인으로 작업장 환경(.264), 작업량(.254), 의료서비스혜택(.227)등을 지적하였다고 하였다. 이주 노동자들이 미래의 보다 나은 삶을 계획하며, 코리안 드림을 가지고 한국에 와서 자신들의 근로조건 및 작업환경에 대한 실망이 클수록 자신들이 가졌던 희망도 감소될 수 있을 것이다. 많은 이주노동자들이 열악한 근로조건 및 직업환경으로 인한 어려움을 호소하고 있다(차츠랄, 2003; 바야르마, 2008). Carson (1980)과 Owen(1989)은 희망을 정의함에 있어서 ‘목적달성’과 ‘삶의 긍정’등을 핵심 구성개념으로 강조한 바 있다(최상순, 1990에서 재인용). 이주 노동자들이 근로조건 및 작업환경에 대한 불만이 클 때, 이들의 목적설정과 삶에 대한 긍정수준은 저하될 수 있다는 측면에서, 이주노동자의 직업만족도는 이들의 희망에 정적영향을 줄 수 있을 것이라는 추론을 도출해 볼 수 있다.

종합하면, 재한 몽골 이주노동자들의 ‘직업만족도’는 ‘삶의 질’에 긍정적인 직접효과를 가질 것이고, 직업만족도가 높을수록 ‘희망’이 증가할 수 있을 것이다. ‘희망’은 이들이 지각하는 ‘삶의 질’에 긍정적인 직접효과를 줄 것이며, 희망은 직업만족도가 삶의 질에 미치는 긍정적인 효과를 한층 더 증폭시킬 수 있는 매개역할을 할 수 있을 것이라는 연구가정을

설정해볼 수 있다.

### 사회적 지지가 희망 및 삶의 질에 미치는 영향

몽골 이주노동자들은 한국노동시장에 비교적 늦게 합류한 후발주자이므로, 사회관계망구축이 미비한편이다. 빈약한 사회적 관계는 사회적 지지의 부족과 정적 상관이 있다(김옥수, 백성희, 2003). 이주노동자들은 자신들에 대한 차별적인 시각과 가족과도 분거생활이 강제되는 억압적인 현실에 순응하며, 언어와 문화가 다른 타국에서 이방인(異邦人)으로서 소외감과 고립감을 느낄 수 있다(신성자, 2012). 사회적 지지(social support)는 자신이 아닌 타인에게서 제공되어 지는 모든 물질적, 심리적 도움을 의미하는 것이다(Cobb, 1976). 양질의 사회적 지지를 받게 되면, 사람들은 자신이 돌봄을 받는다는 생각을 하면서 자존감이 높아지고, 의사소통과 상호적 의무의 망에 소속감을 갖게 된다(Cobb, 1976, 최미영, 2003에서 재인용). Cohen과 Hoberman(1983)은 사회적 지지를 개인의 필요한 욕구를 충족시켜주기 위해 사회적 관계를 맺고 있는 사람들에 의해 얻을 수 있는 애정, 관심, 문제해결을 위한 조언, 자신에 대한 인정과 같은 긍정적인 행동이나 행위로 설명하였다.

이주노동자, 결혼이주자 및 탈북자등을 대상으로 한 여러 선행 연구는 사회적 지지의 순기능을 뒷받침해 주고 있다. 연구 결과들을 요약·정리해보면 다음과 같다. 사회적 지지 및 모국인 단체와의 접촉빈도와 삶의 질(윤정주, 2004), 심리적 안녕(윤영희, 2011), 사회적 지지와 결혼불안정성 감소(신성자, 2012), 문화적응 스트레스와 도움회수(장세진, 1992), 시민단체지지, 공공기관지지, 동족집단지지, 가족

지지(김선희, 2005), 동족지지(Noh & Avision, 1996; Goodwin & Plaza, 2000; Berry, 1987 김선희, 2005에서 재인용), 사회적 적응과 자국인지지(정은희, 2005), 이주노동자들의 사회적 관계의 질과 심리적 건강(Griffin & Soskolne, 2003), 우울수준(Kuo & Tsai, 1986; 정은희, 2005에서 재인용), 직업만족도와 직장동료 및 상사로부터의 지원(정기선, 1999), 우울과 한국인 종교단체 지원(박형기, 2004)등이 각각 유의미한 상관성이 있다고 보고되었다. 이러한 선행연구 결과들을 종합해 볼 때, 사회적 지지는 이주 노동자의 삶의 질을 증진시키는데 긍정적인 영향을 줄 수 있을 것이라는 연구가 정을 제시할 수 있다.

Travelbee(1971)는 타인과 자신, 환경에 대한 신뢰가 희망을 갖게 한다고 주장하였다. ‘신뢰’는 ‘희망’의 중요한 구성개념으로 이해할 수 있다. Carni(1988)도 부모, 타인, 그리고 신(神)으로부터 학습된 신뢰의 양식들은 희망에 영향을 미친다고 하였다(최상순, 1990에서 재인용). 이주노동자들이 사회관계망이 좋고 다양한 주체(내국인, 한국인, 외국인 지원 단체, 종교단체등)로 부터 양질의 지지를 받게 될 경우, 희망을 갖게 될 것이고, 증진된 희망감은 이주노동자들을 보다 더 미래지향적이고 목적 지향적인 삶을 추구할 수 있게 될 것이다. 양질의 사회적 지지를 지원하는 대상(또는 주체)들과의 의미 있는 지속적인 관계를 통해서 이주노동자들은 자기 가치감, 신뢰감 그리고 희망을 강화할 수 있을 것이다.

Zastrow(2000)는 고립(isolation)을 사람들이 억압적이거나 자신의 통제를 넘어서는 사회제도와 상호작용할 때 경험하는 무의미감과 무력감으로 설명하였다(조홍식, 김진수, 홍경준 2001에서 재인용). Nowotny(1989)는 ‘삶의

의미’를 희망의 핵심개념으로 소개되었다. Lynch(1965)는 “희망을 어려움이나 환난을 극복하고자 하는 느낌이나 지식”, 그리고 “미래의 가능성 및 외적 도움에 대한 느낌, 긍정적 기대”라고 정의한 바 있다(최상순, 1990에서 재인용). 이러한 논의와 주장들을 종합해 볼 때, 사회적 지지 수준이 희망을 가지게 하는데 유의미한 영향을 미칠 수 있을 것이라고 추론해 볼 수 있다.

종합해보면, 이주노동자들에게 지원되는 사회적 지지는 타국에서 이주노동자로서 고된 생활을 하면서도 희망을 갖게 하고, 희망은 삶의 질의 증진시키는데 정적 효과를 가질 뿐만 아니라, 사회적 지지가 삶의 질의 증진에 미칠 수 있는 긍정적인 영향을 한층 더 증폭 시킬 수 있는 매개역할을 할 수 있을 것이라는 연구가정을 설정해 볼 수 있다.

### 이주노동자의 희망이 삶의 질에 미치는 영향

Merton(1967)과 Roberts(1982)는 희망이 삶의 의미를 설정하는 것으로, 속세적인 희망과 신(神)과의 세계에서 갖게 되는 궁극적인 희망을 포괄하여 설명하기도 하였다. Carson(1989)과 Owen(1980)을 포함한 여러 학자들은 ‘희망’에 대한 정의(definition)를 행동 면에서 좀 더 목적달성을 초점을 두고 정의하고 있다. Carson(1980)은 희망의 주요 구성개념으로 ‘미래지향’, ‘목적설정’, ‘목적설정을 위한 행동’, ‘대인 관계설정’ 등을 포함시켰고, Owen(1989)은 ‘목적 설정’, ‘삶에 대한 긍정’, ‘미래에 대한 재정의’, ‘삶의 의미’, ‘내적 평화’, ‘에너지’ 등을 제시하였다.

희망은 ‘심리적 안녕’으로 서술되기도 한다 (Miller & Poser, 1988, 최상순, 1990에서 재인

용). Ferran과 Mc Cann(1989)은 희망이 긴장과 건강관계를 수정하는 사회 심리적 요인임을 강조하였다. Owen(1989)은 희망의 보존 및 증진을 통해서 사회 심리적 적응을 극대화시킬 수 있고, 심리적, 생리적 방어를 강화할 수 있다고 피력하면서, 희망은 사회·심리적 적응력을 증진시킨다고 하였다. 강제수용소나 전쟁터와 같은 처절한 상황에서도 사람들이 살아남을 수 있고, 암·질병을 극복하는데 ‘희망’이 강력한 동인으로 작용하였다라는 사실은 여러 연구자들(김은주, 1983; Baldree, Murphy & Power, 1982; Cousins, 1989; Herth, 1989; Siegel, 1982; Stoner, 1988)이 주장한 바 있다. 인간은 희망을 잃으면 살아가기 어렵다. 마치 공기와 물과 같이 사람들에게는 희망이 필요하다(Miller & Poser, 1988, 최상순, 1990에서 재인용).

희망은 이주노동자들이 비록 열악한 환경에서도 어려움을 극복하게 하는 ‘적응유연성’(resilience)의 기능을 할 수 있다. 즉, 희망은 이주노동자들이 어려운 현실에도 불구하고, 자신의 삶에 의미를 부여하고, 만족하는데 긍정적인 영향을 미칠 수 있는 강한 보호기제(protective mechanism)로 작용될 수 있을 것으로 사료된다. 이러한 논의를 토대로, 희망은 이주 노동자들의 삶의 질을 증진시키는데 직·간접적으로 긍정적인 영향을 줄 것이라는 연구가 정을 설정해 볼 수 있다.

### 체류자격과 삶의 질

바야르마(2008)는 몽골 이주노동자들을 대상으로 일상생활에서 겪는 여러 가지 어려움(11 가지)을 조사하였는데, 특히 ‘체류자격’, ‘언어 및 의사소통’, ‘경제적 어려움’등이 매우 중요한 문제로 드러났다. 조현태(2008)는 불법 체

류노동들의 경우, 합법 체류 노동자보다 훨씬 더 좋지 않은 작업환경 및 근로조건에서 힘들게 일하고 있음을 강조하면서 이러한 상황을 고려한 대책 마련의 시급성을 주장한 바 있다.

이주노동자, 결혼 이주자 또는 탈북자 등을 대상으로 한 선행연구들은 ‘체류자격’은 ‘삶의 질’(미칠도칠, 2011), ‘문화적응 스트레스’(김선화, 2005; 이인선, 2004) 및 ‘우울’(이인선, 2004) 등과 유의미한 관련성이 있음을 시사해주었다. 이주노동자들의 체류자격 여부와 ‘신체적 건강영역’과의 유의미한 상관성에 대해서 여러 연구자들(구은경, 2006; 조현태, 2008; 하은희 외, 2002; 설동훈, 2005; 신성자, 이원준, 2012)이 밝힌 바 있다. 이영진(2007)은 불법 체류자들이 적발시 강제출국을 당한다는 두려움 때문에, 2005년부터 보건복지부에서 실시하고 있는 외국인 노동자 무료 진료사업의 혜택을 제대로 받지 못하고 있는 실정을 보고 한바 있다. 비록 아직 미약한 수준이지만, 다양한 주체들(종교단체, 외국인 지원단체, 의료공제회, 시민단체, 지역복지관 등)로부터 이주 노동자들에게 제공되는 사회적 지원에 대한 접근성에서 불법체류 이주노동자들은 불리한 입장에 있음을 알 수 있다. 신성자와 이원준(2012)은 불법 체류 이주노동자들은 합법 체류 이주노동자들에 비해서 ‘의료혜택’이 적고, ‘건강문제’를 더 많이 가지고 있다는 사실을 보고하면서, 불법 체류 이주노동자들의 경우, 합법 체류 이주노동자와 달리 의료혜택 수준이 건강문제에 유의미한 직접효과를 주지 않았다고 밝혔다. 이 연구 결과는 체류자격에 따른 두 집단 간의 주요 특성에서의 유의미한 차이는 주요 특성(요인)들 간의 인과관계에서도 유의미하게 다른 양상을 보일 수 있음을 시사해준다. 미칠도칠(2011)은 몽골 이주노동

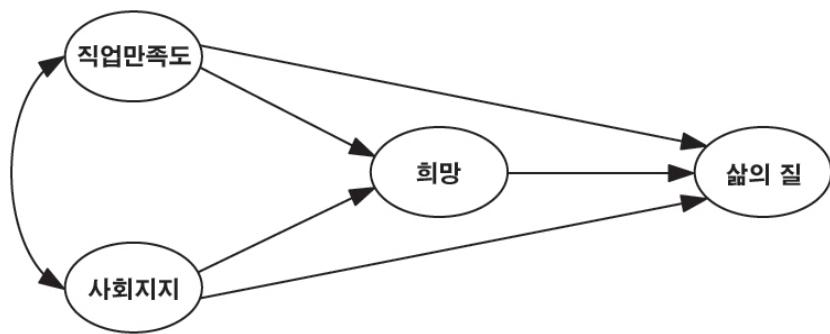


그림 1. 연구모형도

자들의 삶의 질과, 체류자격, 근로조건 그리고 사회적 지지가 유의미한 상관성이 있음을 밝혔지만, 주요 변인들 간의 인과관계 규명이 없었다. 따라서 재한 몽골 이주노동자들의 삶의 질에 미치는 주요변인들의 직·간접효과에 대한 탐색과 함께, '체류자격'(합법, 불법)의 조절효과도 실증적으로 규명해 볼 필요가 있다.

종합·정리해보면, 지금까지 재한 몽골 이주노동자들의 삶의 질에 대한 연구의 필요성을 문제제기를 통해서 피력하였고, 삶의 질, 직업 만족, 사회적 지지, 희망을 중심으로 선행연구를 검토하여 주요 연구문제를 설정해보았다. 본 연구에서는 첫째, 재한 몽골 이주노동자들의 직업 만족도 및 사회적 지지 수준이 각각 희망과 삶의 질에 각각 미치는 직접효과와, 희망이 삶의 질에 미치는 직접효과를 밝히고, 둘째, 직업만족도 및 사회적 지지가 각각 삶의 질에 미치는 영향에 희망의 매개효과를 규명하고, 셋째, 전술한 주요 변인들 간의 인과 관계에 대한 체류자격 여부(합법·불법)의 조절효과(moderating effect)를 실증적으로 입증해보고, 마지막으로, 합법 체류 이주노동자들과 불법 체류 이주노동자들의 삶의 질, 직업만족도, 사회적 지지 그리고 희망 수준을 잠재평균 분석(latent mean analysis)을 실시하여

비교·분석해보고자 한다.

이주노동자들의 삶에 관한 선행연구들이 보고한 주요 발견점과 각 연구의 기여점에도 불구하고, 자료분석 방법에서 대부분 기초분석(빈도, t-검증, one-way ANOVA, 단순상관분석 등) 및 회귀분석에 편중되어 변인 간의 상관성만 제시하였을 뿐 직·간접효과에 대한 명확한 규명이 이루어지지 못하였다. 이러한 관련 선행연구들의 방법론적인 한계점을 개선하여, 본 연구에서는 구조방정식 모형(SEM)을 구축하여 이주노동자들의 삶의 질과 관련요인들(직업만족도, 사회적 지지, 희망)의 직접효과, 간접(매개)효과 그리고 조절효과 등을 파악할 수 있는 변인들 간의 인과관계를 구명해보고자 한다.

재한 몽골 이주노동자들의 삶의 질에 유의미한 영향을 미치는 각 요인들의 경로를 도식화한 연구모형을 그림 1에서 제시하였다.

## 연구방법

### 연구대상 및 절차

표본의 인구사회학적 특성은 표 1에서 제시

된 내용과 동일하다. 표본(453명)은 재한 몽골 이주노동자들로 서울특별시(20명), 4개 광역시(부산 40명, 대구 114명, 대전 37명, 울산 68명)와 5개 도시(안산 27명; 구미 45명, 청주 30명, 평택 29명, 목포 43명)의 거주자들이다. 표본의 성비는 남성이 60.9%(276명)이고 여성은 39.1% (177명)이다. 연령은 18세부터 58세까지 분포되어 있고 평균연령은 26.5세이다. 30세 미만이 약 47%(213명), 30세~40세 미만이 38.6% (175명), 40세 이상이 14.3%(65명)이다. 몽골 노동자에 관한 선행 연구(차츠랄, 2003; 바야르마, 2008)의 조사대상자의 약 80%이상이 20세~40세 미만의 연령대에 집중되었던 것과 유사한 분포를 보여주고 있다.

학력배경을 살펴보면, 93.7%(407명)가 고졸 이상이다. 대학교 졸업자는 38.4%(174명)이고 대학원 졸업자도 8.2%(37명)로 밝혀져 전반적으로 학력수준이 높은 편이다. 응답자의 73.5%(333명)는 한국에 합법적으로 체류하면서 취업활동을 하고 있지만, 26.5%가 불법 체류자이다. 이는 출입국 외국인 정책본부 통계자료(2011. 12. 30기준)에서 보고한 불법 체류 몽골 노동자(27.6%, 3265명)보다 약간 낮지만 거의 비슷한 분포를 보인다. 본 표본이 재한 몽골 노동자의 합법 체류자와 불법 체류자의 모집단의 실제 분포를 대체로 잘 반영하고 있다고 생각된다.

응답자들의 하루 근무시간은 평균 9.7시간으로 높은 편이다. 하루 평균 10시간씩 일하는 경우가 가장 많고(30%), 그 다음은 8시간(26.9%), 12시간(17.7%), 9시간(8.6%), 11시간(7.3%) 순이다. 하루 13시간 이상 일한다고 응답한 경우(3.8%, 17명)도 있었다. 응답자들의 평균 근무기간은 약 2년 9개월 12일이다. 최소 근무기간이 1개월이었고, 최대 근무기간은

표 1. 인구통계학적 결과(N=453명)

변인	명수(%)	
성별		
남성	276(60.9)	
여성	177(39.1)	
연령		
20세 미만	15(3.3)	
최저: 18	20세~30세 미만	198(43.7)
최고: 58	30세~40세 미만	175(38.7)
평균: 26.5세	40세~50세 미만	50(11)
	50세 이상	15(3.3)
학력		
중졸이하	28(6.2)	
고등학교	214(47.2)	
대학교	174(38.4)	
대학원	37(8.2)	
체류자격		
합법	333(73.5)	
불법	120(26.5)	
하루근무시간		
8시간 미만	26(5.7)	
8시간	122(26.9)	
최저: 4	9시간	39(8.6)
최고: 16	10시간	136(30)
평균: 9.7	11시간	33(7.3)
	12시간	80(17.7)
	13시간이상	17(3.8)
근무기간		
6개월 미만	65(14.3)	
6개월~1년 미만	60(13.2)	
최저:	1년~2년 미만	72(16.9)
1	2년~3년 미만	69(15.2)
최고:	3년~4년 미만	63(14.9)
12년 1개월	4년~5년 미만	42(9.3)
평균:	5년~6년 미만	29(6.4)
2년 9개월	6년~7년 미만	15(3.3)
	7년 이상	38(8.4)
임금		
50만원 미만	2(0.4)	
최하: 32만원	50~100 만원 미만	61(13.5)
최고: 260만원	100~150 만원 미만	263(58.1)
평균: 126만원	150~200 만원 미만	112(24.7)
	200만원 이상	15(3.3)

12년 1개월이다. 1년~2년 미만(16.9%)과 2년~3년 미만(15.2%)이 많은 편이다. 그 다음으로는 6개월 미만(14.4%), 3년~4년 미만(13.9%)과 1년 미만(13.3%)이 서로 비슷한 분포를 보였다. 그리고 5년~6년 미만(10.4%), 4년~5년 미만(9.3%), 7년 이상(8.4%), 6년~7년 미만(3.3%) 순이었다. 응답자의 월평균 임금은 126만 7200원이다. 월소득이 100만원~150만원대가 58.1%, 150만원~200만원이 24.7%, 200만원 이상은 3.3%(15명)에 불과하였다.

본 연구는 한국에 거주하고 있는 몽골 이주 노동자를 대상으로 2011년 1월 초부터 2월 말 까지 이루어졌다. 조사대상자는 설문조사에 협조의사를 밝힌 산업체를 중심으로 임의표집 방법에 의해 이루어졌다. 배포된 설문지는 520부였고, 498부가 회수되었으나, 통계처리에 적합하지 못한 자료(45부)를 제외시켜 기초분석에 사용된 자료수는 453개이다.

### 측정도구

#### 직업만족도

곽재호(2006)가 제시한 근로조건에 기초하여, 미칠통찰(2011)이 사용한 척도내용을 참조해서 직업만족도를 측정하기 위해서 10문항(급식, 여가 및 오락시설, 근로시간, 기술학습, 작업내용, 고용안정성, 작업환경, 동료 및 상사와의 관계등)을 선정하였다. 직업 만족도 척도는 5점 척도(1='전혀 그렇지 않다'~5점='매우 그렇다')로 점수가 높을수록 만족수준이 높다. 응답자들은 척도의 각 문항내용(예: "나는 회사에 있는 여가 및 오락시설에 대해 만족한다")을 읽고, 1점에서 5점 중에 해당 되는 점수를 선택하도록 하였다. 구조방정식 분석시에는 각 두 문항씩 결합(item parceling)시

켜 직업만족도의 잠재변수는 5개의 측정변수로 재구성하여 분석하였다(표 2 참조). 5점 척도(1='전혀 그렇지 않다'~5점='매우 그렇다')로 척도 점수가 높을수록 직업만족도가 높으며, Cronbach's  $\alpha$  계수는 .852이다.

#### 사회적지지

몽골 노동자의 사회적 지지 수준을 평가하기 위해서 사회적 지지를 구조적 측면과 기능적 측면에서 검토하였다. 구조적 측면은 몽골 노동자들이 '누구'로부터 지지를 받고 있는지 지지를 제공하는 주체를 파악하였고, 기능적 측면은 사회적 지지의 성격이 어떠한 '내용'인지, 즉, 정서적, 정보적, 물질적 지지를 구분하여 파악하였다. 사회적 지지를 제공하는 주체는 모국인, 모국인 단체, 한국인 및 직장동료, 종교단체, 외국인지원단체등 5가지 범주로 구분하였다. 사회적 지지의 내용은 물질적 지지, 정서적 지지, 정보적 지지등 세 가지로 분류하여 몽골 노동자들의 사회적 지지를 측정하였다. 이 분류기준은 Vicki S. Hegelson(2001)의 분류방법에 근거하여 국내연구(구은경, 2006; 윤정주, 2004; 이경매, 2003, 미칠통찰, 2011)에서 널리 활용되어왔다. 척도는 총 15개 문항(예: "종교단체로부터 물질적 도움은 어느 정도 받고 있습니까?")으로 구성되었다. 각 문항은 5점 척도(1='전혀 그렇지 않다'~5점='매우 그렇다')로 점수가 높을수록 사회적 지지수준이 높다. 15개 문항을 지지의 내용(물질, 정서, 정보)별로 해당 문항들을 결합(item parceling)하고, 사회적 지지 잠재변수를 3개의 측정변수로 재구성하여 구조방정식 분석에 투입하였다. Cronbach's  $\alpha$  계수는 .894이다.

## 희망

본 연구에서는 Nowotny(1989)의 ‘희망’ 척도를 최상순(1990)이 변안하여 사용한 척도 내용들을 참조하여 ‘희망’의 주요 구성개념(Owen, 1980; Carson, 1989)을 토대로 10문항을 선정하였다. 척도는 ‘목적설정’(문항 1, 3), ‘삶에 대한 긍정’(문항 2, 29), ‘미래에 대한 재정의’(문항 6, 19), ‘삶의 의미’(8, 13), ‘신뢰·신양적 평화’(문항 10, 11)등 5개 영역에서 각각 2문항씩 선정하여 10문항으로 구성되어 있다. 본 연구에서 희망은 삶에 대한 목적설정이 분명하고, 삶에 대해 긍정적인 인식을 하며, 미래를 긍정적으로 재정의하고, 절대자(神)에 대한 신뢰 및 마음의 평화등을 가진 심리적 상태라고 규정하였다. 4점 척도(1=아주 찬성하지 않는다~4점=대단히 찬성한다)로 점수가 높을수록 희망 수준이 높다. 응답자들은 척도의 각 문항(예: “나는 새로운 도전을 대응할 준비가 되어 있다”)내용을 읽고, 그 내용에 대해 ‘아주 찬성하지 않는다’(1점)에서부터 ‘대단히 찬성한다’(4점) 중에서 해당되는 점수를 선택하도록 하였다. 구조모형분석에서는 2문항씩 결합하여 희망을 5개의 측정변수로 구성된 잠재 변수로 분석하였다. Cronbach's  $\alpha$  계수는 .881로 양호한 신뢰도를 보여주었다.

## 삶의 질

세계보건기구에서 삶의 질을 측정하기 위해서 개발한 척도(World Health Organization Quality of Life Assessment Instrument)를 토대로 민성길, 이창일, 김광일, 서신영, 김동기(2000) 등이 한국판 간편형 척도(WHOOL-BREF)를 만들었다. 이 척도는 타 문화권에서 온 조선족과 탈북자들의 삶의 질(이경매, 2003) 그리고 외국인 노동자들의 삶의 질(구은경, 2006; 미

칠도칠, 2011)을 연구한 국내 연구에서 사용되었다. 본 연구에서는 척도를 구성하는 26개 문항을 프로맥스(promax) 회전방식으로 요인분석을 실시하여 5개 요인(21개 문항)<sup>1)</sup>을 추출하여 재한 몽골 이주노동자들의 삶의 질을 측정하는 척도로 사용하였다. 척도의 신뢰도는 Cronbach's  $\alpha$  계수가 .893이다. 구조모형분석에서 5개 하위척도를 구성하는 해당문항들은 문항결합(item parceling)방법을 이용하여 각 하위 척도를 하나의 측정변수로 분석하였다. 응답자들은 각 문항내용(예: “당신은 자신의 건강 상태에 대해 얼마나 만족하십니까?”)을 읽고, ‘전혀 그렇지 않다’(1점)에서부터 ‘매우 그렇다’(5점) 중에서 해당되는 점수를 선택하여 응답하도록 하였다. 5점 척도(1=전혀 그렇지 않다~5점=매우 그렇다)로 척도점수가 높을수록 삶의 만족수준이 높다.

## 분석방법

구조모형분석은 측정변인의 오차를 다룰 수 있고, 모형의 적합도를 제시해 줄 수 있어 측정도구의 신뢰도 및 타당도를 더 잘 뒷받침해 준다. 절대 적합지수는 RMSEA로 제시하였고, 상대 적합도는 CFI와 TLI를 제시하였다. 연구 모형에서 설정한 각 경로에 ‘체류자격’(합법, 불법)여부가 유의미한 조절효과(moderating effect)를 규명하고, 두 집단 간의 직·간접효과

1) 요인 I. 삶의 의미 및 안정에 대한 평가(4문항: 1, 5, 6, 8), Cronbach's  $\alpha$  값은 .723; 요인 II. 건강, 주거, 교통(7문항: 2, 9, 10, 15, 22, 23, 24), Cronbach's  $\alpha$  값은 .791; 요인 III. 자원·돈·정보·여가(3문항: 12, 13, 14), Cronbach's  $\alpha$  값은 .701; 요인 IV. 대인관계(2문항: 19, 21), 요인 Cronbach's  $\alpha$  값은 .570; V. 일상생활·직업수행력(5문항, 11, 16, 17, 18, 20), Cronbach's  $\alpha$  값은 .836.

를 비교하기 위해서 다집단 분석(multi-group analysis)을 실시하였다. 다집단 분석을 위한 선행조건인 측정동일성을 검정하였고, 최적 구조화 모형을 찾아 두 집단(합법 체류 집단, 불법 체류 집단)간의 각 경로 추정치를 비교하여 정확성을 높였다. 두 집단 간의 ‘직업만족’, ‘사회적지지’, ‘희망’ 그리고 ‘삶의 질’의 차이를 파악하기 위해서는 잠재평균분석(latent mean analysis)을 하였고, Cohen의 효과크기도 함께 제시하였다. 매개효과분석은 Shrout와 Bolger(2002)가 제시한 편향(왜곡)을 수정한 신뢰구간을 구하여 유의성을 검증하는 편향수정 부트스트래핑(bias-corrected bootstrapping) 방법을 선택하였다. 구조 방정식 모형에서 많은 항목들을 모두 관찰변수로 사용하게 되면, 모델의 복잡성이 증가하여 표본의 크기, 모델의 적합도, 그리고 모수의 추정에 대한 유의성등의 문제가 발생할 수 있다(우종필, 2012). 따라서 본 연구에서는 직업만족도, 사회적지지, 희망, 삶의 질, 이 네 잠재변인들(척도)을 각각 구성하는 측정변수들 항목합산(item parceling) 방법을 이용하여 측정변수의 수를 줄여서 분석하였다. 모형에 포함된 각 경로의 인과관계(직·간접효과)를 입증하기 위해서 AMOS 19를 사용하여 구조방정식 모형(SEM)을 분석하였다.

## 결과

### 측정변인들의 정규성

본 연구모형에 포함된 주요 변인들의 측정지표들의 평균, 왜도, 첨도는 표 2의 내용과 같다.

구조모형에서 각 변인들이 정상분포를 크게

벗어날 경우 표준오차등의 모수 추정치의 적합도가 정확하지 않아 왜곡된 결과를 도출할 수 있다. 관측한 변수들(18개)의 정규성 검증을 위해서 왜도와 첨도를 기준을 살펴보았다.

각 변수들의 왜도는 -.040~-.674로 절대값 2를 넘지 않고, 첨도는 -.013~.837로 절대값 7를 넘지 않아 일변량 정규분포성에는 문제가 없었다. AMOS로 측정한 다변량 결합분포의 왜도(skewness)와 첨도(kurtosis)의 결합 통계량은 41.595, C.R(critical ratio)값은 16.497로 모형에 첨가된 변수들이 다변량 정규분포성을 이룬다는 가설이 기각되었다. 그러나 일반적으로 다변량 정규성이 충족되는 자료는 매우 드물기 때문에 일변량 정규성에 큰 문제가 없으면 자료로 사용하는데 무리가 없다(배병렬, 2007).

### 측정변수들에 대한 기초통계

종속변수(삶의 질), 독립변수(직업만족, 사회적지지) 및 매개변수(희망)간의 관련성 정도 및 방향성을 파악하기 위해서 4개 변수의 상관관계를 살펴보았다. 상관계수의 절대값이 .128~.334로 .8를 넘지 않았고 모두 정적 상관을 보였다. 삶의 질과 직업만족이 가장 높은 상관(.334)를 보였고, 그 다음으로는 희망과 삶의 질(.307), 사회지지와 삶의 질(.307), 직업만족과 사회적지지(.236), 희망과 사회적지지(.128) 순이었다. 상관계수의 절대값이 .08를 넘지 않아 다중공선성의 문제가 없는 것으로 판단된다. 변수 간의 상관계수는  $p < .01$  수준에서 유의미하여, 연구모형 변수간의 가설적인 경로들에 대한 통계적 유의성을 부여할 수 있다고 사료된다(신선인, 2008)(표 3).

‘삶의 질’(평균, 3.481)은 ‘보통’수준(3점)보다 높았지만 ‘만족하는 편’에는 못 미치는 수준이

표 2. 측정변인들의 정규성 분포(N=453명)

측정변인		평균	SD	왜도	첨도
직업만족 (5점)	급식·시설	2.986	.878	.078	-.176
	급여·노동시간	2.989	.852	.097	.013
	작업내용	3.088.	.918	-.187	-.336
	작업환경	2.874	.925	-.089	-.641
	동료·상사관계	3.135	.989	-.233	-.532
사회지지 (5점)	물질적 지지	2.324	.752	.405	.046
	정서적 지지	2.704	.758	.124	.014
	정보적 지지	2.762	.766	-.071	-.179
희망 (4점)	목적설정	3.371	.524	-.672	.837
	삶의 긍정	3.346	.539	-.480	-.044
	미래 재정의	3.290	.535	-.504	.768
	삶의 의미	3.174	.596	-.377	.078
	신뢰·신앙평화	3.161	.618	-.674	.558
삶의 질 (5점)	의미·안정	3.023	.666	-.594	.759
	건강·의료·주거	3.365	.616	.040	.679
	자원·기회	2.923	.805	.097	-.133
	대인관계	3.641	.772	-.281	.218
	생활·직업능력	3.727	.690	-.368	.347
Multivariate		41.595		16.497	

표 3. 주요변수의 상관관계 및 평균 (N=453명)

변수명	상관관계				평균				집단 간 평균비교 (t-검증)				
	1	2	3	4	평균	SD	왜도	첨도	합법집단		불법집단		t <sub>값</sub>
									평균	SD	평균	SD	
1. 삶의질	1				3.481	.5073	-.328	1.224	3.517	.488	3.278	.546	2.439**
2. 희망	.307**	1			3.268	.4567	-.529	1.369	3.287	.448	3.218	.478	1.385
3. 사회지지	.307**	.149**	1		2.597	.7034	.149	.136	2.614	.708	2.549	.693	.873
4. 직업만족	.334**	.128**	.236*	1	3.014	.7244	.060	-.116	3.004	.745	3.043	.666	-.538

\* : p<.05 \*\* : p<.01 \*\*\* : p<.001

다. 척도점수의 수준별 빈도를 살펴보면, 응답자들 중에 약 71%는 ‘보통’(3점)이상이나 ‘만족하는 편’(4점)에는 미치지 못하고 있다. ‘보통’미만은 14.8%, ‘만족하는 편’도(14%)도 비슷한 분포를 보여주었다. ‘직업만족’(평균, 3.014)은 ‘보통’(3점) 수준이다. 작업환경에 대해서 비교적 긍정적인 평가를 한 응답자들이 53%로 절반을 조금 넘었다. ‘사회적지지’(평균, 2.597)는 ‘거의 못받는다’(2점)와 ‘좀 받는다’(3점)의 중간수준이다. 응답자들 중에서 사회적 지지를 ‘좀받는다’(3점) 또는 그 이상인 경우는 약 30%정도에 그쳤다. 사회적지지를 ‘거의 못 받는 편’(2점)에서 ‘좀 받는다’(3점) 미만 수준에 속하는 응답자들이 절반 이상(51.5%)이다. 나머지(18.1%)는 ‘전혀 못받는다’(1점) 또는 ‘거의 못받는다’(2점)고 응답하였다. 4점 척도인 ‘희망’(평균, 3.268) 척도의 평균 점수는 찬성하는 편’(3점) 수준을 넘었다. 빈도분포를 살펴보면 약 73.7%의 응답자들이 자신이 희망을 가지고 있다는 긍정적인 인식을 하고 있다. 두 집단 간의 4개 변수의 평균값의 차이를 t-검증 분석을 해 본 결과, ‘삶의 질’에서만 합법 체류 집단이 불법 체류 집단보다 유의하게 높았고, ‘직업만족’, ‘사회적지지’, ‘희망’에서는 두 집단 간에 유의한 차이가 없었다. 이러한 네 변인의 평균값과 두 집단 간의 평균차이는 척도의 오차를 제거하지 않은 상태에서 분석한 것이므로 보다 정확한 두 집단 간 차이는 잠재평균분석을 통해 확인할 필요가 있다.

#### 확인적 요인분석(confirmatory factor analysis)

비교적 양호한 적합도( $\chi^2=316.404$ ,  $df=129$ ,  $p<.001$ ,  $TLI=.949$ ,  $CFI=.957$ ,  $RMSEA=.057$  (Low .049 High .065)를 보여주어, 잠재변인의 측정모형은 경험적 자료에 잘 부합한다고 볼

수 있다. 작업환경, 사회적 지지, 희망, 삶의 질은 이론적 개념(잠재변수)으로 다중 지표를 사용하였다. 종속변수(삶의 질), 독립변수(직업 만족, 사회적지지) 및 매개변수(희망)간의 관련성 정도 및 방향성을 확인적 요인분석을 통해 검토하였다. 모든 측정변수들의 표준화 요인 적재값(λ값)이 .561~-.960이고, C.R 값이 11.610~19.272이며,  $p$ 값은 모두 .001 수준에서 통계적으로 유의하다. 다중 상관자승값(SMC)은 .315~.922 범위로 모든 측정모형의 개별 항목들의 구성이 전반적으로 타당한 것으로 간주할 수 있다. Hair, Anderson, Tatham, Black(2006)이 제시한 집중타당도 또는 수렴타당도 (convergent validity)가 인정될 수 있는 3 가지 조건인 요인 적재량(.5이상), 평균분산추출(AVE)의 값(.7이상), 그리고 개념 신뢰도(.7이상)를 모두 조건을 충족하여<sup>2)</sup> 본 연구에서 사용한 척도의 집중타당도가 인정되었다. 모든 측정변수들의 상관관계의 방향성이 정적방향(+)이고, 유의성이 뒷받침되어 설정한 연구가정의 방향과 동일한 결과를 얻었기 때문에 범죄타당도(nomological validity)도 인정된다. 따라서 측정모형의 각 척도의 신뢰도 및 구성타당도가 입증되었다(배병렬, 2011; 우종필, 2012; 황성동, 2005).

2) 4개 잠재변인을 구성하는 18개 측정변인들을 토대로 확인적 요인분석을 실시한 결과, 요인 적재량의 분포는 .599~.960이었다. 표준화 계수와 오차를 토대로 평균분산추출(Average Variance Extracted)과 개념 신뢰도(Construct Reliability)를 계산한 결과, 평균분산추출(AVE) 값은 .865~.969 (직업만족도, .865; 사회적지지, .969; 희망, .900; 삶의 질, .893)이었고, 개념 신뢰도의 값은 .970~.990(직업만족도, .970; 사회적지지, .990; 희망, .978; 삶의 질, .976)으로 나타났다.

### 최적동일화모형 검증

두 집단 비교분석을 위한 ‘최적동일화모형’을 찾기 위한 검증과정은 표 4, 5에서 제시하였다. 본 연구목적은 합법 체류 노동자와 불법 체류 노동자 간의 ‘직업만족도’, ‘사회적 지지’, ‘희망’ 그리고 ‘삶의 질’ 간의 직·간접 효과를 규명하여 ‘체류자격여부’에 따라 모형의 각 경로계수에서 유의미한 차이가 있는지 비교·분석하고, ‘체류자격 여부’의 조절효과를 함께 실증적으로 규명하는 것이다. 이러한

연구목적을 수행하기 위해서, 합법 체류 노동자와 불법 체류 노동자를 모두 포함한 연구모형의 적합도를 먼저 확인하였는데, 연구모형의 적합도( $\chi^2=343.220$  df=130, p.000, TLI=.943, CFI=.951, RMSEA=.060, Low.053, High .068)는 비교적 양호한 것으로 확인되었다. 두 집단 간의 비교·분석을 위해서는 본 연구에서 사용한 4개의 척도의 내용을 동일하게 인식한다는 전제에서 두 집단 간의 비교·분석이 가능하다. 만약, 두 집단의 각 구성원들이 본 연구에서 측정하고자 하는 척도의 문항내

표 4. 합법집단과 불법집단 간의 경로계수 차이검증(N=453)

모형단계	직업만족 → 희망	사회적 지지 → 희망	사회적 지지 → 삶의 질	직업만족 → 삶의 질	희망 → 삶의 질
모형(1)	1.950	-.218	.406	.380	1.030
모형(2)	1.842	K1	.399	.382	1.031
모형(3)	1.851	K1	.499	K2	1.158
모형(4)	1.852	K1	K3	K2	1.249
모형(5)	1.902	K1	K3	K2	K4
모형(6)	K5	K1	K3	K2	K4

‘K’는 각 단계별 동일제약을 순서대로(K1-K5) 가한 해당 경로를 표시한 것임

표 5. 최적구조모형 검증과정 결과(N=453)

모형비교	$\chi^2$	df	p	TLI	CFI	RMSEA	판정
기저모형	487.395	260	.000	.939.	.948	.044	채택
측정동일성모형	499.257	274	.000	.943	.949	.043	채택
구조동일성모형(1)	499.300	275	.000	.943	.949	.043	채택
구조동일성모형(2)	499.433	276	.000	.943	.949	.042	채택
구조동일성모형(3)	499.668	277	.000	.944	.949	.042	채택
구조동일성모형(4)	499.238	278	.000	.944	.949	.042	채택
구조동일성모형(5)	501.238	279	.000	.943	.948	.042	채택
절편동일형모형	535.928	292	.000	.942	.944	.043	기각

\* : p<.05 \*\* : p<.01 \*\*\* : p<.001

용을 인식하는 수준에서 유의한 차이가 있을 경우, 동일한 측정자가 아닌 척도로 두 집단의 인식차이를 비교하는 것은 의미가 없기 때문이다. ‘측정동일성 검증’(metric invariance test)은 다집단 분석(multi-analysis)의 선행조건이다. 측정동일성 검증(표 5)이 인정되어, 두 집단 간의 경로추정치 비교를 위한 가장 적합한 ‘최적구조모형’을 찾기 위해서 두 집단 간 경로계수 차이검증을 단계별로 실시하였다(표 4, 5 참조). 두 집단 간의 각 경로 추정치 크기를 비교할 때, ‘최적구조모형’을 구하지 않은 상태(예: 기조모형, 두 집단의 각 경로 크기의 순서를 무시한 채 경로를 고정한 모형등)에서 두 집단 모형에서 동일한 경로의 추정치의 크기 차이를 비교할 경우, 발생되는 오류로 인해 정확한 비교가 어렵다. 따라서 ‘최적구조화 모형’을 찾아 두 집단 간 경로 추정치를 비교·분석할 때 정확성(precision)을 도모할 수 있다(표 4, 5). 최적 구조동일화 모형을 찾기 위하여 전 경로를 두 집단의 경로계수 차이 크기에 따라 단계별로 고정(K)하였지만 두 집단 간의 해당 경로계수의 차이를 검정한 t-값이 모두 1.96 (임계치, P. 05) 미만이었다(표 4).  $\chi^2$ 이 3.84이상 차이( $\Delta df=1$ ,  $\Delta \chi^2=3.84$ ,  $p <.05$ )가 나는 경로는 단 한 개도 없었다(홍세희, 2011). 따라서 두 집단 간의 각 경로계수의 차이는 숫자 상의 차이가 있어도 그 차이는 통계적으로 유의한 차이가 아님을 알 수 있다. 모형(5)를 두 집단 간의 각 해당 경로계수를 가장 정확하게 비교해 볼 수 있는 ‘최적 구조동일화 모형’으로 선정하여 분석하였다.

## 두 집단의 직·간접효과 비교

연구모형에서 설정한 각 경로를 토대로 합

법집단과 불법집단의 각 경로 추정치를 비교·분석한 결과는 그림 2, 표 6에서 제시한 내용과 동일하다.

두 집단 모두 직업만족→희망, 직업만족→삶의 질, 사회적 지지→희망, 사회적 지지→삶의 질, 희망→삶의 질, 전 경로가 모두 통계적으로 유의하였다. 여러 경로들 중에서 직업만족→삶의 질(합법 .310, 불법, .266)의 경로추정치가 상대적으로 가장 높았다. 그 다음으로 희망→삶의 질(합법 .271, 불법, .268), 사회적 지지→삶의 질(합법 .203, 불법 .184) 순으로 높았고, 직업만족→희망(합법 .120, 불법 .104)과 사회적 지지→희망(합법 .120, 불법 .109) 경로추정치는 상대적으로 낮았다. 직업만족→희망→삶의 질과 사회적 지지→희망→삶의 질이 두 경로 또한 두 집단 모두에서 유의하였다. 직업만족이 삶의 질에 미치는 영향에 희망의 매개(간접)효과는 합법 체류 집단(-.002~-.077), 불법 체류 집단(-.001~-.065)에서 모두 유의하였다. 사회적 지지가 삶의 질에 미치는 영향에 ‘희망’의 매개(간접)효과도 두 집단(합법집단 -.002~-.079; 불법집단, -.002~-.072)에서 모두 유의한 것으로 입증되었다. 두 집단 간의 각 직접경로 및 간접경로의 추정치는 숫자적으로는 다소 차이가 있었지만, 그 차이는 통계적으로 유의한 차이가 아니다. 즉 체류자격 여부(합법, 불법)에 따른 두 집단 간의 각 경로의 차이가 유의하지 않았기 때문에 ‘체류자격’의 조절효과는 유의하지 않다는 결론을 내릴 수 있다.

## 잠재평균분석

두 집단 간에 ‘직업만족도’, 사회적지지’, ‘희망’, 그리고 ‘삶의 질’에서 유의미한 차이가

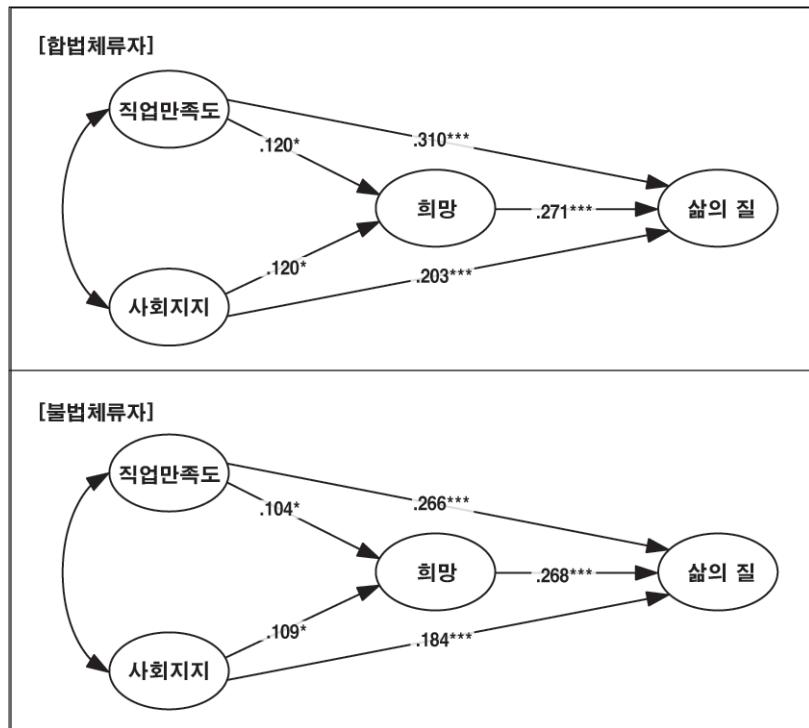


그림 2. 연구모형분석

있는지를 알아보기 위해 잠재평균 분석을 하기위한 선행조건으로 절편 동일성 검증을 실시하였다. 변화된 카이자승값( $\Delta\chi^2=34.690$ )이 허용하는 임계치( $\Delta df=7$ ,  $\Delta\chi^2=14.07$ ,  $p < .05$ )보다 훨씬 높게 나와 기각되었다. 그러나 절편동일성 모형의 적합도가 측정동일성 적합도에 비해 크게 나빠지지 않았으므로 절편 동일성이 성립되어(김주환·김인규·홍세희(2009), 잠재평균 검증을 실시할 수 있었다. 측정변수 와 달리 잠재변수의 평균은 요인의 평균을 직접 추정이 불가능하여 잠재평균 분석을 통해 비교하여야 한다. 불법 체류 집단을 준거집단으로 하여 평균을 0으로 고정한 상태에서 합법 체류 집단의 잠재평균값을 비교하는 방법을 사용하여 두 집단의 잠재평균을 추정하였

다. 연구모형에 포함된 4개의 잠재변수(직업만족도, 사회적 지지, 희망, 삶의 질) 중에서 삶의 질에서만 두 집단 간에 통계적으로 유의한 차이가 있었다. 잠재평균 차이를 해석하기 위해서 Cohen의 효과크기(d)를 공통 표준편차를 사용하여 계산하였다. Cohen(1988, 홍세희·황매향·이은설, 2005:1168 재인용)이 제시한 기준에 따르면 d 값이 .2는 작은 것으로, .5이면 중간 수준으로, .8이면 큰 것으로 해석한다. 삶의 질에서 두 집단 차이의 효과크기(d)는 .338로 보통수준 보다 다소 낮지만 통계적으로 유의하였다. '삶의 질'을 제외한 직업만족도, 사회적 지지 그리고 희망에서의 두 집단 간의 차이는 통계적으로 유의하지 않았다(표 7). 네 변인들은 측정오차를 통제한 잠재변수

이므로 두 집단 간의 평균비교는 잠재평균분석 통해 분석의 정확성을 도모할 수 있다.

분석결과를 종합정리해보면, 두 집단 간에 직업만족, 사회적 지지, 희망 수준에서는 유의

표 6. 최적 구조동일화 모형의 합법·불법집단의 효과분해(N=453)

[직접효과]	비표준화추정치(SE)			표준화추정치		
	합법	SE	불법	SE	합법	
희망←직업만족	.100*	.046	.100*	.046	.120	.104
희망←사회지지	.016*	.007	.016*	.007	.120	.109
삶의질←사회지지	.026***	.006	.026***	.006	.203	.184
삶의질←직업만족	.249***	.046	.249***	.046	.310	.266
삶의질←희망	.263***	.050	.263*	.050	.271	.268
<b>[총효과]</b>						
희망←직업만족	.100		.100		.120	.104
희망←사회지지	.016		.016		.120	.109
삶의질←사회지지	.031		.031		.236	.214
삶의질←직업만족	.276		.276		.343	.294
삶의질←희망	.263		.263		.271	.268
<b>[간접효과]</b>						
삶의질←희망←직업만족	.026		.026		.033	.028
편향수정 신뢰구간 (95%): 상·하한값	합법집단 불법집단		Lo -.002 Hi -.077. Lo -.001 Hi -.065.			
삶의질←희망←사회지지	.004		.004		.032	.029
편향수정 신뢰구간 (95%): 상·하한값	합법집단 불법집단		Lo -.002 Hi -.079. Lo -.002 Hi -.007.			

\* : p<.05 \*\* : p<.01 \*\*\* : p<.001

표 7. 잠재평균분석결과(N=453)

최종모형결과	평균차이분석			효과크기
	불법집단		합법집단	
	평균값(SE)	C.R(P)		
직업만족	0	-.054(.058)	-.932(.351)	
사회지지	0	.353(.363)	.971(.331)	
희망	0	.092(.954)	1.714(.086)	
삶의 질	0	.155(.056)	2.780(.005)	d=0.338

한 차이 없었지만, 삶의 질에서는 두 집단 간에 유의한 차이가 발견되어, 불법 체류 몽골 이주노동자들이 합법 체류 몽골 이주노동자들에 비해 삶의 질이 유의하게 낮다는 사실을 실증적으로 입증하였다(표 7). 연구모형에 포함된 각 경로의 직접효과와 간접효과의 크기에서 두 집단 간에 유의한 차이가 발견되지 않았다. 따라서 재한 이주노동자들의 삶의 질에 직업만족, 사회적 지지 및 희망이 미치는 영향이 체류자격 여부에 따라 유의미하게 조절되지 않는다는 사실을 확인하였다. 그러나 합법 체류 노동자나 불법 체류 노동자 모두 직업만족도와 사회적 지지가 각각 희망 및 삶의 질에, 그리고 희망이 삶의 질에 정적 직접효과를 가질 뿐 만 아니라, 희망은 직업만족도 및 사회적지지가 각각 삶의 질에 미치는 긍정적 영향을 한층 더 증폭시키는 매개역할을 한다는 사실을 실증적으로 규명하였다. 재한 몽골 이주노동자들의 직업만족도, 사회적 지지, 그리고 희망의 증진은 이들의 삶의 질을 향상시키는데 매우 중요한 측면이라는 결론을 내리게 되었다.

## 논 의

본 연구의 특성을 간략하게 소개하고, 분석을 통한 주요 발견점과 시사점을 논의하면서, 실천적·정책적 함의를 모색해보고자 한다.

재한 이주노동자들의 삶의 질에 대한 연구(구은경, 2006; 윤정주, 2004; 이경매, 2003; 이주연, 2010; 미칠도칠, 2011)는 지난 10여년 동안 다양한 학문영역(사회학, 사회복지학, 경영학, 보건·의료등)에서 이루어졌으나 체계적인 실증적 연구는 미흡하였다. 대부분의 선행연

구들은 연구대상이 특정지역에 국한되었거나 불법 체류자 중심으로 이루어져 표본의 편향성 문제가 있었고, 자료분석 방법에서도 변인들 간의 상관성 규명을 크게 벗어나지 못한 한계점을 가진다. 이주노동자들의 삶의 질과 관련요인들간의 인과관계에 대해 보다 명확한 이해를 도모할 수 있는 체계적 분석에 기초한 실증적 연구의 필요성을 제기하였다. 몽골 이주노동자들은 한국 노동시장에 유입시기가 늦은 후발주자이기 때문에 사회관계망과 사회적 지지가 빈약하다. 몽골 이주노동자들 중에 불법 체류자가 차지하는 비율이 전체 이주노동자들의 불법 체류 비율보다 약 3배(27.6%)나 높다는 사실에 주목하였다. 이러한 문제의식을 가지고, 본 연구는 전국 주요 10개 도시에 거주하는 몽골 이주노동자(453명)들을 대상으로(표 3), 이들의 삶의 질에 ‘직업만족’, ‘사회적지지’ 그리고 ‘희망’이 미치는 직·간접효과를 파악하고, 선행연구에서 간과되어온 체류자격 여부(합법, 불법)에 따른 두 집단의 특성을 규명하였다.

자료분석결과 밝혀진 주요 발견점은 다음과 같다.

첫째, 연구모형에서 설정한 주요 경로를 중심으로 분석결과를 정리해보면 다음과 같다. ‘직업만족→삶의 질’(합법, .310, 불법, .266)의 경로는 유의하여, 직업만족도가 높을수록 삶의 질이 향상된다는 사실을 입증하였다. 이 경로의 경로추정치는 모형 내 설정한 경로들 중에서 가장 높았다. 본 연구 결과는 직장환경 특성 및 근로조건과 삶의 질의 관련성을 주장해 온 여러 선행연구(김왕배, 1995; 김민경, 2011; 박형기, 2004; 고민주, 2004; 구은경, 2006; 꽈재호, 2006; 김인규, 2003; 안주엽, 2000; 미칠도칠, 2011; 이현송, 1998; 한혜진

외, 2003)와 부합된다.

‘직업만족→삶의 질’ 경로 다음으로는, ‘희망→삶의 질’(합법, .271, 불법, .268)과 ‘사회적 지지→ 삶의 질’(합법, .203, 불법 .184)의 경로 추정치가 높게 나타났다. 희망이 향상되면, 삶의 질이 증진된다는 본 연구결과는, 희망이 심리적, 생리적 방어를 강화하여 사회·심리적 적응력을 증진시킨다는 Owen(1989)과 Cann(1989)의 주장을 지지해준다. 사회적 지지가 재한 몽골 이주노동자들의 삶의 질을 향상시키는데 기여한다는 본 연구결과는 이주노동자 또는 이주자들의 삶의 질과 긍정적인 상관성을 밝힌 선행연구(Griffin & Soskolne, 2003; 윤정주, 2004; 미칠도칠, 2011)와 일치한다.

‘직업만족→희망’(합법, .120, 불법, .104)과 ‘사회적지지→희망’(합법, .120, 불법, .109), 이 두 경로도 유의하였지만, 경로 추정치는 다소 낮았다. ‘직업만족→희망→삶의 질’(합법, .033, 불법, .028)과 ‘사회적지지→희망→삶의 질’(합법 .032, 불법 .029), 이 두 경로 또한 두 집단에서 모두 유의하여 ‘희망’이 유의미한 매개역할을 하고 있음을 실증적으로 입증되었다(표 6). 두 집단 간의 각 직접경로 및 간접경로의 추정치는 숫자적으로는 다소 차이가 있었지만, 그 차이는 통계적으로 유의하지 않았다. 이는 합법 체류자나 불법 체류자 모두 재한 몽골 이주노동자들의 삶에 직업만족, 사회적지지 및 희망등이 미치는 영향력에서는 유의미한 차이가 없다는 의미이다. ‘체류자격’의 조절 효과(moderating effect)는 인정되지 않았다고 결론을 내리게 되었다(표 6). 이러한 본 연구의 결과는 결국 두 집단의 삶의 질에 유의미한 차이를 가져다 줄 수 있는 관련요인들이 본 연구모형에 포함되지 못했기 때문이라고 생각

된다.

둘째, 체류자격 여부가 재한 몽골 이주노동자들의 삶에 미치는 직접효과 및 간접효과를 유의미하게 조절(moderating)하지 않는 것으로 드러난 본 연구결과는 이주노동자, 결혼 이주자 또는 탈북자 등을 대상으로 한 선행연구에서 합법체류자에 비해 불법체류자의 ‘전반적인 삶의 질’(미칠도칠, 2011) 혹은 ‘건강영역에서의 삶의 질’(구은경, 2006; 이영진, 2007; 조현태, 2008; 하은희 외, 2002; 설동훈, 2005; 신성자, 이원준, 2012)이 유의하게 저조하다는 주장과 상치되는 것은 아니다. 왜냐하면 ‘체류자격’의 조절효과가 유의미하지 않은 것은 두 집단 간에 삶의 질에 미치는 관련 요인들의 영향력에서 유의한 차이가 없다는 것이기 때문이다.

연구모형에 포함된 잠재변인(latent variables)인 ‘직업만족도’, ‘사회적지지’, ‘희망’, 그리고 ‘삶의 질’이 두 집단 간에 차이가 있는지를 입증하기 위해서 잠재평균분석과 Cohen의 효과크기를 구한 결과(표 7), 4개의 잠재변인들 중에서 직업만족도, 사회적지지, 희망에서는 두 집단간에 유의한 차이가 없었다. 그러나 삶의 질에서는 불법체류 이주노동자들이 합법체류 이주노동자들 보다 삶의 질이 유의하게 낮다는 사실이 확인되었다. 본 연구에서 ‘직업만족도’에서 합법 체류자와 불법 체류자 간에 유의한 차이가 발견되지 않았는데, 이는 조현태(2008)의 주장과는 상치되는 결과이다.

본 연구에서 밝혀진 사실들은, 합법체류 이주노동자나 불법 체류 이주노동자들은 모두 비슷하게 열악한 작업환경에서 일하고 있으며, 한국사회에서 받는 사회적 지원수준도 비슷하고, 비슷한 수준의 희망을 지니고 있음을 알 수 있다. 이는 ‘체류자격’ 여부와 상관없이 이

들은 경제적으로 보다 안정되고 나은 삶을 기대하면서 코리안 드림을 가지고 한국노동시장에서 유입되었기 때문에, 취업활동을 하면서 얻는 경제적인 보상(수입)을 통해서 자신의 앞날에 대해 희망을 가질 수 있지 않나 추론해 볼 수 있다.

본 연구의 주요 발견점을 토대로 시사점을 찾고, 합의를 모색해보고자 한다.

첫째, 재한 몽골 이주노동자들의 ‘삶의 질’이 이들의 ‘직업만족도’에 의해서 크게 영향을 받고 있음이 본 연구에서 확인되어 ‘직업만족도’를 향상시킬 수 있는 방안을 적극적으로 모색할 필요가 있다. 대부분 이주노동자들이 한국인 노동자들이 꺼려하는 3D업종의 열악한 환경에서 일하고 있는 것이 현실이다. ‘직업만족도’는 자신의 ‘근로조건’과 ‘작업환경’을 어떻게 인식하는지에 크게 좌우될 수 있다. 직업만족도가 향상되기 위해서는 근로조건(급식·시설, 급여·노동시간, 작업내용, 동료·상사관계, 작업환경등)에 대한 전반적인 개선이 필요하지만, ‘작업환경’에 대한 만족수준이 다른 근로조건들에 비해 훨씬 저조하였던 사실에 주목할 필요가 있고(표 2참조), 이에 대한 개선이 우선과제가 되어야 할 것이다. 이주노동자들의 직업만족도를 향상시키는 것은 이들의 삶의 질을 증진시키는 긍정적인 효과는 물론, 이들의 ‘희망’을 증진시킬 수 있다는 측면에서도 그 중요성이 더 강조된다. 절반 이상의 이주노동자들이 입국 전에 체결한 근로계약과 입국 후의 근로조건(근로시각, 급여, 기숙사, 식사제공, 작업내용등)이 상이하다고 보고하고 있다(국가인권위원회, 2011. 10). 근로체결과정에서 노동조건, 체류 관련정보, 사업자에 관한 정보등이 구체적으로 전달될 수 있도록 서류내용과 양식이 강화될 필요가

있다. 충실한 사전정보에 대한 숙지는 근로위반사안이 발생할 경우에도 사안에 대한 모호한 해석과 사업주의 책임회피를 줄일 수 있는 근거가 될 수 있을 것이다(국가인권위원회, 2011. 10). 사업장의 영세성과 이주노동자들의 권리보장 수준과는 높은 부적 관련성이 있다는 사실을 감안할 때, 특히 영세한 사업장에 대한 정기적인 관리감독(국가인권위원회, 2011. 10; 신성자·이원준, 2012)이 강화되어야 할 것으로 사료된다.

둘째, ‘희망’은 ‘직업만족도’ 다음으로 이주노동자들의 ‘삶의 질’의 증진에 긍정적인 영향을 미치고 있다. 이주노동자들이 코리안 드림(Korean dream)을 꿈꾸며 한국에서의 이주노동자의 삶을 선택하면서 가졌던 ‘희망’을 잃지 않도록, 이들에 대한 사회적 지지가 강화되어야 할 것이다. 비록 재한 몽골 이주노동자들이 처한 상황이 열악하고 억압적일지라도, ‘희망’을 놓지 않을 때, 어려움과 역경을 극복해나갈 수 있기 때문이다. 응답자들 중에 상당수(74%)가 열악한 근로환경, 저조한 사회적 지지에도 불구하고 ‘희망’을 가지고 있어 재한 몽골 이주노동자들의 긍정적인 측면이 엿볼 수 있지만, 몽골 이주 노동자들 중에 상당수(약 26%)는, 코리안 드림을 가지고 한국에서 왔을 때 가졌던 희망을 상실하고 있는 현실에 더 주목을 해야 할 것이다. Travelbee(1971)은 타인과 자신, 환경에 대한 신뢰가 희망을 갖게 한다고 파력한 바 있다. 외부로부터 양질의 사회적 지지는 그 자체로 몽골 이주노동자들의 삶의 질을 증진시킬 수 있을 뿐 만 아니라, ‘희망’을 강화시킬 수 있음이 본 연구에서도 실증적으로 입증되었다. ‘희망’은 삶의 질을 증진시키는데 직접적인 정적효과를 가질 뿐 만 아니라, ‘직업만족’과 ‘사회적 지지’가

삶의 질에 미치는 긍정적 효과를 한층 더 증폭시키는데 유의미한 매개효과(mediating effect)를 가진다는 사실에서 ‘희망’의 강화는 삶의 질을 향상시키기 위한 주요 목표가 될 수 있다. 전술한 바와 같이 ‘사회적 지지’는 ‘삶의 질’은 물론 ‘희망’을 증진시킬 수 있음이 본 연구결과에서도 입증되어, 이주노동자들의 ‘희망’을 증진시키는데 ‘사회적 지지’를 강화시키는 것이 매우 중요한 실천과제이다.

재한이주노동자들과 우리는 이미 우리사회에서 공생관계에 있음을 인식해야 한다. 이주 노동자들이 한국에서 이주 노동자로서의 자신의 삶을 보다 긍정적으로 인식하면서 자신의 삶에 ‘희망’을 가질 수 있도록 우리사회의 지원이 강화되어야 할 것이다. 이주노동자들을 지원해 온 지역사회의 다양한 주체들(종교단체, 외국인지원단체, 지역사회복지관등)이 이들을 효과적으로 도울 수 있는 체계적인 방안이 모색되어야 할 것이다.

세째, 몽골 이주노동자들은 한국노동시장에 비교적 늦게 합류한 후발주자이기 때문에 사회관계망 구축이 미비한 편이다. 모국인, 모국인 단체, 한국인 및 직장동료, 외국인 지원단체 혹은 종교단체등으로부터 물질적, 정서적, 혹은 정보적 지지를 받은 경험이 있는 응답자들은 약 30%에 그치고 있어, 전반적으로 재한 몽골 이주노동자들이 외부로부터 받는 ‘사회적 지지’수준은 아주 낮은 편이다. 응답자들의 사회지지수준은 전반적으로 낮았는데, 이는 빈약한 사회적 관계와 사회적 지지의 부족은 정책 상관성이 있다는 선행연구(김옥수, 백성희, 2003)의 지적과도 일치한다. 이주노동자들을 지원하기 위한 민간단체들의 노력은 지속되고 있지만, 근본적으로 이주노동자들에 대한 우리사회의 차별적인 시각이 잔존하고 있

어, 일반인들의 참여와 후원이 활발하지 못하다. 재한 몽골인들의 사회관계망은 몽골 이주 노동자들을 지원하는 지역의 교회 및 사찰을 중심으로 이루어지고 있는데, 이러한 종교기관 및 단체들이 외국인 노동자를 지원하는 관련 민간단체, 지역의 사회복지 관련기관들과 연대를 통해서 각종 유용한 정보를 교환하고 상호 인적·물적 지원을 효과적으로 활용할 수 있어야 할 것이다(신성자, 2012).

네째, 재한 이주 노동자들의 가족결합권이 인정되지 않고 있기 때문에, 몽골 이주노동자들은 가족들과 강제된 분거생활을 하고 있다. 이주노동자들은 가족과 물리적인 시·공간을 함께 할 수 없기 때문에 가족으로부터 받을 수 있는 양질의 지지를 얻는데 한계가 있다. 선행연구(람후 뭉크나룽, 진미정, 2010)에서도 지적한바와 같이, 최소한 ‘고용허가제’로 입국 한 합법 이주노동자들에게는 가족을 동반을 허용하여, 가족으로부터 직접적으로 애정과 지지를 받을 수 있게 한다면, 가족과 분거생활을 하면서 겪는 심리적인 어려움은 감소되고, 심리적 안녕감이 향상될 수 있을 것이다(신성자, 2012). 가족으로부터 제공될 수 있는 양질의 지지는 이주노동자들의 삶의 질의 증진에 필요한 중요한 측면이다. 유엔 총회에서 이주노동자와 그 가족의 권리보호에 관한 국제협약(International Convention on the Protection of the Right of All Migrant Workers & Members of Their Families)이 1990년 12월 18일일 유엔 총회에서 만장일치로 채택되어, 2003년 7월 발표되어 45개국이 비준하고 31개국이 서명하였다(국가인권위원회, 2011. 10; 신성자, 2012). 이제 우리 정부도 조속히 가입하여 이주노동자에 대한 정책의 전환이 필요하다고 생각한다.

다섯째, 몽골 이주노동자들의 불법체류 비율은 타 이주노동자 집단에 비해 월등히 높다(출입국 외국인 정책본부, 2011년 12월 30일 기준). 본 연구에서 불법 체류 노동자들의 ‘삶의 질’이 합법 체류 노동자보다 유의하게 낮다는 사실은 확인되었는데. 이는 불법 체류 노동자들의 삶이 그만큼 어렵다는 현실을 시사해준다. 건강은 삶의 질을 결정하는데 중요한 영역이라는 측면에서, 본 연구결과는 최근 ‘의료보험’ 혜택이 없는 불법체류 이주노동자들이 합법체류 이주노동자들에 비해 건강문제를 훨씬 더 많이 가지고 있다는 사실을 밝힌 신성자, 이원준(2012)의 연구와 일관성을 보여준다. 불법 체류 노동자들은 건강보험 및 기타 각종 보장을 받을 수 없기 때문에, 의료 공제회 및 기타 지원기관들로부터 도움이 더 필요하다. 그럼에도 불구하고, 불법 체류 노동자들의 경우, 자신의 신분이 노출되어 추방 당할 수 있다는 두려움 때문에 도움을 요청하는데 소극적이다(신성자, 이원준, 2012). 비록 미비한 수준이지만 체류자격 여부와 상관없이 이주노동자들이 활용할 수 있는 각 지원 단체들이 제공하는 의료 서비스 및 기타 생활서비스에 대한 접근성에서 불법 체류자들은 매우 불리한 입장에 있는 것이다. 불법 신분일지라도, 최소한의 복지와 인권까지 외면당해서는 아니 된다. 불법 체류 노동자들을 단속하고 추방하는 처벌적인 접근보다는 오히려 불법 체류 노동자를 고용한 사업주에 대한 처벌을 강화하는 것이 훨씬 더 현실적이고 효과적인 접근이 될 수 있을 것으로 생각한다(국가인권위원회, 2011.10; 신성자, 이원준, 2012).

본 연구가 체계적인 분석을 통해서 밝힌 주요 사실들과 함의에도 불구하고 본 연구가 가

진 한계점을 언급하고 후속연구를 위한 제언을 하고자 한다.

첫째, 본 연구의 연구대상은 서울을 비롯하여 4개의 광역시 및 5개의 주요도시의 산업체에서 근무하고 있는 453명의 재한 몽골 이주 노동자들(합법 체류자, 333명, 불법 체류자 120명)이다. 표본선정이 비교적 전국적인 규모로 이루어졌고, 본 연구의 표본 수는 재한 몽골 노동자 전체 인구(11185명)의 약 4% 이상으로 그 규모가 큰 편이다. 그러나 무작위 추출이 아닌 의도적 표집에 의존하였기 때문에 표본의 대표성이 한계점을 가진다.

둘째, 후속연구에서는 본 연구에서는 간과된 ‘체류자격 여부’에 따른 ‘삶의 질’에 영향을 줄 수 있는 요인들(예: 의료혜택, 건강관련 변인)들을 확충하여 합법체류자와 불법체류자의 삶의 질을 보다 심도 깊게 이해할 수 있는 심층연구가 이루어질 수 있기를 기대한다.

셋째, 이주노동자들의 ‘희망’을 증진시킬 수 있는 ‘사회적 지지’에 대한 후속연구에서는 사회지지의 내용을 세분화하여 분석해 볼 필요가 있다. 사회적 지지의 ‘주체’(모국인, 모국인 단체, 한국인, 직장동료, 종교단체, 외국인지원 단체등) 및 지지의 ‘기능’(물질적, 정서적, 정보적 지원등)별로, 구체적으로 각 변인들 간의 다양한 인과관계를 실증적으로 규명해 볼 것을 제안하는 바이다. 보다 정교하게 설계된 후속연구를 통해서 얻을 수 있는 풍부한 정보를 토대로 보다 구체적이고 실제적인 실천적, 정책적 함의를 모색할 수 있기 때문이다.

마지막으로, 본 연구는 삶의 질을 평가함에 있어서 응답자의 주관적인 지각을 토대로 평가된 한계점을 가진다. 비록 이주노동자들의 삶의 질을 측정하는 객관적인 지표가 아직 제대로 구축되지 않은 실정이지만, 후속연구에

서는 객관적인 지표와 주관적인 지표를 모두 포괄한 평가를 토대로 이주노동자들의 삶의 질에 대한 심도 깊은 연구가 전개되기를 기대하는 바이다.

### 참고문헌

- 고민주 (2004). 근로조건 불이익변경의 한계에 관한 연구. 서울시립대학교 석사학위 논문.
- 고희준 (2005). 외국인 노동자의 근로조건과 직무만족도가 기업경영성과에 미치는 영향. 수원대학교 박사학위 논문.
- 곽동혁 (2002). 우리나라 정규직 비정규직 근로자 간의 격차에 대한 연구. 경희대학교 석사학위 논문.
- 곽재호 (2006). 건설업내 외국인 노동자의 직무만족에 관한 연구. 서울산업대학교 석사학위 논문.
- 구은경 (2006). 외국인 노동자의 삶의 질에 영향을 미치는 요인에 관한 연구. 서울여자대학교 석사학위 논문.
- 국가인권위원회 (2011. 10). 이주 인권가이드라인 구축을 위한 실태조사.
- 김선화 (2005). 외국인노동자의 문화적응 스트레스에 영향미치는 요인에 관한 연구. 충남대학교 석사학위논문.
- 김신정, 이순희, 김숙영, 김애리, 박현태, 이영주 (2008). 이주노동자의 건강관련 삶의 질, 성인간호학회지, 제20(5), 791-803.
- 김옥수, 백성희 (2003). 노인의 외로움과 사회적지지, 가족기능간의 관계 연구, 대한간호학회지, 33(3), 425-432.
- 김왕배 (1995). 한국근로자들의 삶의 질. 연세대학교 사회발전연구소-창간호.
- 김은주 (1983). 입원환자의 영적 상호작용과 건강상태의 회복에 관한 연구. 연세대학교 석사학위논문.
- 김인규 (2003). 정규직과 비정규직 근로자의 근로조건 격차가 삶의 질에 미치는 영향. 대구대학교 석사학위논문.
- 김주환, 김인규, 홍세희 (2009). 구조방정식모형으로 논문쓰기. 커뮤니케이션북스.
- 김현덕 (2003). 외국인노동자 복지실태에 관한 연구. 이화여자대학교 석사학위논문.
- 남숙경, 이상민 (2012). 전문적 도움추구태도 단축형 척도의 집단간 차이분석: 대상, 성별, 연령, 상담경험 유무를 중심으로. 상담학연구, 13(1), 341-366.
- 노유자 (1988). 서울지역 중년기 성인의 삶의 질 (Quality of Life)에 관한 분석연구. 연세대학교 박사학위논문.
- 대한민국 출입국 관리국 <http://www.immigration.go.kr>.
- 람후 뭉크나릉, 진미정 (2010). 한국에 거주하는 몽골 노동자의 분거 부부관계 경험. 한국기족관계학회지, 15(2), 21-32.
- 미지도칠 오통도람 (Mijed-Ochir Otgndulam) (2011). 근로조건과 사회적 지지가 몽골 노동자의 삶의 질에 미치는 영향. 경북대학교 사회복지학과 석사학위 논문.
- 민성길, 이창일, 김광일, 서신영, 김동기(2000). 한국판 세계보건기구 삶의 질 간편형 척도(WHOQOL-BREF)의 개발. 정신의학, 39(3), 571-579.
- 바야르마 (2008). 재한 몽골 노동자의 고용 및 생활실태 연구. 충남대학교 석사학위논문.
- 박달순 (2003). 외국인 근로자와 한국 근로자의 근로조건이 직무만족에 미치는 영향에 관한 비교연구: 반월 시화 공단의 근로자를 중심으로

- 로. 연세대학교 석사학위 논문.
- 박병선 (2007). 알코올중독자의 삶의 질에 영향을 미치는 요인. 경북대학교 석사학위논문.
- 박형기 (2004). 외국인노동자의 근로 및 사회적 조건과 심리적 적응. 성균관대학교 석사학위논문.
- 배병렬 (2007). 구조방정식 모델링, 서울: 청람.
- 배병렬 (2011). Amos 19 구조방정식 모델링. 서울: 도서출판 청람.
- 백은령 (2003). 지체장애인의 삶의 질에 영향을 미치는 요인에 관한 연구. 가톨릭대학교 박사학위논문.
- 설동훈 (1996). 한국사회의 외국인 노동자에 대한 사회학적 연구: 외국인노동자의 유입과 적응을 중심으로, 서울대학교 박사논문.
- 설동훈 (2001). 한국의 외국인노동자 인권 실태와 대책. 인권과 평화, 2(1), 53-87.
- 설동훈 (2005). 외국인 노동자 보건의료실태 조사 연구. 서울: 국제보건의료발전재단.
- 신도철 (1981). 한국인의 삶의 질 대연구: 주관적 지표에 의한 분석. 서울: 정경문화.
- 신선인 (2008). 정신장애인의 배우자 태도와 재발의 인과적 관계에 관한 탐색. 한국사회복지학, 60(3), 59-82.
- 신성자 (2012). 몽골 이주노동자들의 결혼불안 정에 미치는 영향, 기독교학문연구회, 17(3), 211-244.
- 신성자, 이원준 (2012). 재한 몽골 노동자의 직업환경이 건강문제에 미치는 영향과 의료혜택만족도의 매개효과. 한국사회보장학회, 28(3), 179-212.
- 안주엽 (2000). 비정규근로의 실태와 정책과제(1). 한국노동연구원 연구보고서.
- 양옥경 (1994). 삶의 만족 측정을 위한 척도 개발. 한국사회복지학, 24.
- 우종필 (2012). 구조방정식모델 개념과 이해. 한나래아카데미.
- 윤영희 (2011). 외국인 근로자의 심리적 안녕감에 관한 연구. 한남대학교 석사학위논문.
- 윤정주 (2004). 외국인 근로자의 삶의 만족도에 영향을 미치는 요인에 관한 연구. 대구카톨릭대학교 석사학위논문.
- 이경매 (2003). 한국거주 불법신분 조선족들의 정신건강 및 삶의 질에 대한 연구. 연세대학교 석사학위논문.
- 이명주 (2003). 중년남성의 직무스트레스와 대처방안 및 사회적 지지에 따른 삶의 만족도. 동덕여자대학교 석사학위 논문.
- 이영진 (2007). 국내거주 외국인 보건의료제도 확립에 관한 연구. 한양대학교 박사논문.
- 이인선 (2004). 문화적응 스트레스가 외국인 노동자의 정신건강에 미치는 영향: 사회적 관계의 조절효과를 중심으로. 연세대학교 대학원 석사학위논문.
- 이재식 (2000). 운전분노에 대한 운전확신과 감각추구 성향의 상호작용 효과: 운전자 의 연령대별 비교. 한국심리학회지: 사회문제, 18(3), 389-413.
- 이주연 (2010). 한국사회 이주노동자의 삶의 질과 행복, 한국심리학회: 사회 및 성격심리 분과학회 심포지엄, 연차학술대회 논문집.
- 자야트 (2002). 동기유발요인이 근무성과에 미치는 영향 -재한 몽골 근로자를 중심으로-. 인하대학교 석사학위논문.
- 장세진 (1992). 사회적 지지가 스트레스에 미치는 영향: 사무직 근로자를 중심으로. 연세대학교 박사학위 논문.
- 정규현, 배규환, 이달곤, 최영명 (2004). 21세기 한국의 사회발전 전략: 성장·복지·환경의 조화. 나남출판.

- 정기선 (1996). 국내 외국인 취업자의 사회심리적 적응. *한국사회학회 후기사회학대회 발표문 요약집*.
- 정은희 (2005). 이주노동자의 심리사회적 적응에 영향을 미치는 요인. *경북대학교 석사학위논문*.
- 조현태 (2008). 외국인 근로자들의 건강실태조사연구. *한국산업간호학회지*, 17(2), 224-227.
- 조홍식, 김진수, 홍경준 (2001). *산업복지론*. 서울: 나남출판.
- 차츠랄 (Tsatsral B.) (2003. 8). 재한 몽골 근로자 의 고용실태에 관한 연구. *인하대학교 석사학위논문*.
- 최미영 (2003). 사회적 낙인이 화장장애인의 사회 통합에 미치는 영향에 관한 연구 -사회적 지지의 조절효과를 중심으로-. *연세대학교 석사학위논문*.
- 최상순 (1990). 일, 지역, 성인의 영적 안녕, 희망 및 건강상태에 관한 관계연구. *연세대학교 박사학위논문*.
- 최재윤 (2011). 외국인노동자의 무료진료 및 2차 진료실태에 관한 연구. *국가인권위원회* (2011.10. 301-338).
- 통계청. KOSIS Database(<http://www.nso.go.kr>).
- 하은희, 이승길, 최재욱, 홍윤철 (2002). 한국인 근로자들의 근로실태, 산업재해 및 건강 실태, *산업보건*, 6, 151-178.
- 한혜진, 오진주, 최정명, 이현주, 윤순녕 (2003). 산업재해 장애인의 일상생활 수행 능력, 우울 및 삶의 질, *한국산업간호학회지*, 12(2), 300-350.
- 홍세희 (2000). 구조 방정식 모형에 있어서 적합도 선정기준과 그 근거. *한국심리학회지: 임상*, 19, 161-177.
- 홍세희 (2007). 구조방정식 모형의 이론과 응용. 서울: 연세대학교 사회복지학과.
- 홍세희 (2011). 구조방정식 모형: 증급, S & M 러서치 그룹. 138.
- 홍세희, 황매향, 이은설 (2005). 청소년용 진로 장벽 척도의 잠재평균분석. *교육심리연구*, 19(4), 1159-1177.
- 황성동 (2005). 알기 쉬운 사회복지조사방법론. 학지사.
- Baldree, K. S., Murphy, S. P. & Power, M. T. (1982). Stress identification and coping patterns in patients on hemodialysis. *Nursing Research*, 31(2), 109-111.
- Berry, J. W. (1992). Acculturation and adaptation in a new society, *International Migration*, 34, 176-188.
- Burchhardt, C. S. (1985). The impact of arthrities on quality of life. *Nursing Research*, 34(1), 11-16.
- Carni, E. (1988). Issues of hope and faith in the cancer patient. *Journal of Religious and Health*, 27(4), 285-290.
- Carson, V. B. (1980). Meeting the spiritual needs of hospitalized psychiatric patients. *Perspective in Psychiatric Care*, 18(1), 17-20.
- Cobb, S. (1976). Social support as a moderator of life stress. *Psychosomatic Medicine*, 38(5), 300-314.
- Cohen & Hoberman. (1983). Positive events and social as buffer of life stress. *Psychological Bulletin*, 98, 398-403.
- Cousins, N. (1989). *Head first: the biology of hope*. New York: E. P. Dutton.
- Dalkey, N. C., & Rourke, D. L. (1973). *The Delphi procedure and rating quality of life factors in the environmental protection agency. The Quality of Life Concept*.

- Ferran, C. J. & McCann, J. (1989). Longitudinal analysis of hope in community-based older adults. *Archives of Psychiatric Nursing*, 3(5), 293-300.
- Goodwin, R. & Plaza, S. H. (2000). Perceived and received social support in two cultures: collectivism and support among British and Spanish students. *Journal of Social and Personal Relationships*, 17(2), 282-291.
- Griffin, J. & Soskolne, V. (2003). Psychological distress among Thai migrant workers in Israel. *Social Science & Medicine*, 57, 769-774.
- Gerth, K. A. (1989). The relationship between level of hope and level of coping response and other variable in patients with cancer. *Oncology Nursing Forum*, 84(1), 42-54.
- Hair, J. F. Jr., Anderson, R. E., Tatham, R. L. and, Black, W. C. 2006. *Multimedia data analysis*, 6<sup>th</sup> ed., Prentice-Hall International.
- Johnson, J. P., McCaully, C. R., & Copley, J. B. (1982). The quality of life hemodialysis and transplant patients. *Kidney International*, 22, 286-291.
- Kuo, W. H & Tsai, Yung-Mei. (1986). Social networking, hardiness and immigrant's mental health. *Journal of Health and Social Behavior*, 27(2), 133-149.
- Lynch, W. (1965). *Images of hope: imagination as healer of the hopeless*. Baltimore: Helican Press.
- Merton, T. (1967). *No man is an island*. New Yord: Image Books.
- Mitchell, A., Logothetti, T. J., & Kantor, R. E. (1973). *An approach to measuring the quality of life in EPA*. The Quality of Life Concept.
- Noh, S. & Avison, W. (1996). Asian immigrants and the stress process: A Study of Koreans in Canada. *Journal of Health & Socail Behavior*, 37(2).
- Nowotny, M. L. (1989). Assessment of hope in patients with cancer: Development of an instrument. *Oncology Nursing Forum*, 16(1), 57-61.
- O'wein, D. C. (1989). Nurses' perspectives on the meaning of hope in patients with cancer:a qualitative study. *Oncology Nursing Forum*, 16(1), 75-79.
- OECD (1976). Measuring social well-being. *OECD, observer*, 64, 36-37.
- OECD (1982). The OECD List of social indicators(Part II: Selected Social Indicator Disaggregations), 17-46. Paris
- OECD (2000-2001). OECD Annual Report.
- Roberts, R. C. (1982). *Spirituality and human emotion*. Grand Rapids, MI: Wm, B. Erdmans Publishing.
- Siegel, B. (1986). *Love, medicine and miracle*. London: Rider
- Stoner, M. H. (1988). Measuring hope. In M. Frank-stromborg(Eds). *Instrument for Clinical Nursing Research*, 133-140. Norwalk: Conneticut: Appleton & Lange.
- Travelbee, J. (1971). *Interpersonal aspects of nursing* (2nd Eds.). Philadelphia: F. A. Davis Co.
- Zastrow, Charles (1992). *The practice of social work*(4th ed). Wadsworth, Inc.

논문투고일 : 2012. 8. 31.

1차 심사일 : 2012. 9. 17.

2차 심사일 : 2012. 11. 19.

제재확정일 : 2012. 11. 26.

The Effects of Job Satisfaction, Social Support  
and Hope on Life Quality of Mongolian Workers:  
Focusing on the Mediating Effects of Hope  
and the Moderating Effect of the Legal Status

Sung Ja Shin

Mijid-Ochir Otgondulam

Kyungpook National University

The predominant concern of the study centers on: (1) the direct effects of the job satisfaction, social support and hope on the individual's quality of life; (2) the direct effect of hope alone on the individual's quality life; (3) the mediating effect of the hope between the job satisfaction/social support and life quality; (4) the moderating effect of the worker's legal status(legal labors Vs. illegal labors) on each causal relationship. Research is based on a survey conducted with 453 Mongolian immigrant workers(333 legal workers, 120 illegal workers) from 10 cities including Seoul. In order for respondents to address research questions, structural equation models are explored. A variety of tests are conducted(metric invariance test, critical ratio for difference test, multi-group analysis, bias-corrected boot-strapping, latent mean analysis including Cohen's effect test). The noticeable findings are as follow: First, both job satisfaction and social support have a positive influence respectively on the individual's hope and the individual's quality of life. Second, we found a partial mediating effect of hope between both job satisfaction/social support and the individual's life quality. Third, we failed to find a moderating effect of the workers' legal status on each causal relationship. Finally, there is no significant difference of the latent means of each latent variable -job satisfaction, social support, hope, and life quality - between the legal group and the illegal group, except the latent mean of workers' quality of life. A range of practical and political implications are discussed based on the study's findings.

*Key words : immigrant worker, Mongolian worker, job satisfaction, social support, hope, life quality, legal status, illegal workers*