

청소년 절도사범 재범 예측 요인: 절도 소년보호관찰대상자 재범위험성 평가도구(LJP-RRAR) 개발 연구

노 일 석[†]

서울보호관찰소

본 연구는 청소년 절도사범의 보호관찰기간 재범을 예측하는 요인의 분석과, 재범위험성 평가를 위한 계리적 평가도구(actuarial assessment instrument) 개발을 목적으로 하였다. 보호관찰기간 동안 재범한 817명의 소년 절도사범과 재범하지 않은 675명의 대응집단(matching group)을 연구대상으로 하였으며, 전국 보호관찰소에서 작성된 '재범자 평가표'와 '비재범자 평가표'로부터 수집한 인구사회학적, 비행관련, 본건 범죄관련, 범죄전과관련 변인에 대해 SPSS 14.0 for Windows 프로그램의 카이제곱검정, t검정, Pearson 상관관계분석, 로지스틱 회귀분석, ROC 분석 등의 기법을 적용하여, 재범예측 요인을 분석하고 위험성 평가도구를 도출하였다. 본 연구의 분석 결과, 재범군과 비재범군 간에 부모직업, 주택소유, 부모형태, 소년학력, 중퇴경험, 중퇴상태, 가출경험, 약물경험, 최초범죄 연령, 가출횟수, 음주빈도, 공범유무, 피해자 합의, 범죄책임회피, 개시연령, 총범죄(비행)경력, 동종범죄경력, 보호처분경력, 보호관찰경력 등 19개 변인에서 유의한 차이가 있었으며, 재범 예측요인은 범죄책임회피, 개시연령, 동종범죄경력, 중퇴경험, 부모형태 순으로 나타났다. 본 연구의 결과를 바탕으로 개발된 LJP-RRAR(Larcenous Juvenile Probationers-Rapid Risk Assessment of Recidivism)의 AUC는 .711로서 비교적 높은 예측정확도를 보였다. LJP-RRAR은 위험성(risk)에 상응하는 차별적 지도감독과, 욕구(need)에 기초한 전문적 처우에 유용한 평가도구로 사용될 수 있으며, 타당화를 위한 추후연구와 동적 요인 및 보호요인을 고려한 후속연구를 통해 예측정확도와 타당도가 높아 질 수 있을 것으로 기대된다.

주요어 : 재범위험성, 계리적 평가도구, 재범예측, 절도사범, 소년보호관찰

* 노일석은 현재 법무부 서울보호관찰소에 근무하고 있으며, 영국 뉴캐슬(Newcastle)대학교 의과대학 범죄정신학 박사과정 중에 있음.

[†] 교신저자: 노일석, 법무부 서울보호관찰소, (130-874) 서울시 동대문구 휘경2동 43-1
Tel: 02-2216-4852, E-mail: nis70@korea.kr

청소년 절도사범은 2004년까지 전체 소년범죄의 약 25%를 차지, 폭력사범에 이어 두 번째로 높은 점유비율을 유지하여 오다 2005년부터 급격히 증가하여 전체 소년범죄에서 가장 높은 점유비율(35%)을 보이고 있다(대검찰청, 2002-2008). 보호관찰대상자 중 소년 절도사범 현황도 비슷한 경향을 보여, 2003년 이후 전체 소년대상자 중 가장 높은 점유비율(약 40%)을 차지하고 있다(법무부 범죄예방정책국, 2004-2008).

2008년도 대검찰청 범죄분석에 의하면, 2007년 한 해 동안 접수된 총 28,839명의 소년 절도사범 중 29.6%에 해당하는 8,538명이 범죄(비행) 경력이 있었고, 이들 중 약 55%가 1년 이내 재범하였음을 보고하는 등 청소년 절도사범에 대한 재범방지 노력이 최초범행 또는 재범행 후 초기에 집중되어야 함을 시사하고 있다. 또한 총 28,839명의 소년 절도사범 중 공범자가 약 75%(21,493명)를 차지하고 이들 중 약 80%에 해당하는 17,274명이 학교동창 또는 동네 친구와 공동으로 범행한 경우로 나타나는 등, 이들의 재범방지에 있어 학교와 지역사회 내에서 밀착 지도감독의 필요성이 강조되고 있다.

소년에 대한 보호관찰제도는 범죄(비행)소년을 교도소나 소년원 등 수용시설에 구금하지 않고 가정과 학교 및 직장에서 정상적인 생활을 하도록 하되, 법률에 규정된 준수사항을 지키며 보호관찰관의 지도와 감독을 받게 하거나 사회봉사명령, 수강명령을 이행하도록 하여 범죄(비행)성을 개선하는 형사정책의 한 방법으로서(법무부, 2008), 2년 이하의 보호관찰 지도감독과 200시간미만의 사회봉사명령, 100시간미만의 수강명령을 지역사회 중심으로 집행하여 재범을 억제하는 제도이다.

소년 절도사범은 최근 5년 동안 전체 소년 보호관찰대상자의 약 40%를 차지하고 폭력사범(약 30%), 교통사범(약 15%)과 더불어 3대 주요 소년사범(법무부 범죄예방정책국, 2004-2008)에 해당하여 이들에 대한 특별한 보호관찰 지도감독이 요구되고 있다. 특히, 2008년도 대검찰청 범죄분석은 2007년 한 해 동안 재범한 총 8,540명의 소년 절도사범 중 약 92.1% (7,782명)가 2년 이내 동종(63.1%, 5,328명) 또는 이종(29.0%, 2,454명)으로 재범하였음을 보고하고 있어, 보호관찰기간 동안에 절도 소년대상자의 재범을 효과적으로 억제하기 위한 다각적인 노력의 중요성이 강하게 시사되고 있다. 따라서 재범 고위험자 선별과 이들에 대한 적절한 조기개입을 통해 궁극적으로 재범방지와 사회안전을 제고하기 위해서는, 보호관찰기간 동안의 재범을 예측하는 변인을 경험적으로 규명하고 객관적인 위험성 평가도구를 개발하여 보호관찰 현장에 적용할 필요가 있다.

소년 절도사범에 대한 국외 선행연구에서 또래관계(Nee, 1993; Belson, 1975), 또래압력(Agnew, 1990), 도덕관념(Landsheer, Hart, & Kox, 1994; Smith, Visher, & Jarjoura, 1991; Belson, 1975), 범죄경력(Coumarelos, 1994), 자극 및 흥미 추구(Cromwell, 1994; Agnew, 1990; McCaghy, Giordano, & Knicely Henson, 1977; Belson, 1975), 스틸추구(Guffey, Harris, & Laumer, 1979; Krant, 1976) 호기심(Agnew, 1990), 우울(Goldner, Geller, Birmingham, & Remick, 2000), 학교생활문제(Belson, 1975), 충동성(Beck, & McIntyre, 1977), 인격적 미성숙(Cox, Ronald, & George, 1993), 자아존중감(Goldner, Geller, Birmingham, & Remick, 2000; Beers, 1973) 등이 청소년 절도행위와 관련된 단일 요인으로 보고되고 있으나 재범위

험요인에 대한 연구는 매우 부족하고, 더욱이 이들에 대한 재범 위험성 평가도구는 아직까지 공식적으로 발표된 바가 없다.

국내 선행연구는 청소년기의 상점절도에 영향을 주는 심리적 요인으로 자극추구성향(노정구, 김상조, 2002), 남성성(김경호, 2008), 호기심과 충동(김경호, 2008) 등을 보고하고 있고, 최근 소년 범죄유형별 재범위험성 연구에서 이남희와 이봉건(2009)이 가출과 PAI 임상 척도(불안, 자살관념, 정서적 불안, 피해망상)를 청소년 절도범행의 예측변인으로 보고하고 있는 등 현재까지는 재범예측에 대한 연구는 소수에 불과하다. 다만 절도사범을 포함한 비행 청소년을 대상으로 하는 서동혁 등(2001)의 연구가 첫범죄 연령, 반사회적 성격장애, 신체적 학대력 등을 재범 예측요인으로, 김현수와 김현실(2001)이 비행청소년의 초범과 재범을 판별하는 재범 예측요인으로 첫 범죄시의 연령, 부모-자녀관계, 사회성향, 공격성향 등을, 이수정, 이민식, 홍영오, 김양곤(2005)이 범행에 대한 책임수용, 학습의 안정성, 교육연수, 공범수, 집행유예 전력을 보호관찰 청소년의 재범예측 요인으로 제시하고 있을 뿐이어서, 아직까지 재범위험성 평가도구 개발로 이어진 연구는 매우 제한적이다.

현재까지 개발된 소년사범에 대한 위험성 평가도구는 일반 보호관찰소년(김양곤, 이수정, 이민식, 2005)과 성폭력 보호관찰소년(노일석, 2007), 경찰단계 비행소년(이수정, 조은경, 2005), 남자 폭력사범 보호관찰소년(노일석, 심사중a), 여자 폭력사범 보호관찰소년(노일석, 심사중b) 등으로 그 대상이 제한되어, 보호관찰기간의 재범위험성을 기준으로 소년 절도사범을 분류할 객관적 평가도구의 현장 활용이 어려운 실정이다. 이처럼 선행연구들은 초범

절도행위에 영향을 미치는 단일한 요인만을 보고하거나 재범예측 요인은 다루고 있지 않아, 소년 절도사범의 재범 또는 재비행 예측으로 위험성을 평가하여 재범을 방지하고 이를 기초로 대상자 재활의 효과성을 제고하고자 하는 보호관찰 현장 실무자들에게 도움이 되지 못하고 있다.

따라서 본 연구는, 소년 절도 재범자의 90% 이상이 2년 이내에 재범하는 최근의 경향(대검찰청, 2002-2008)을 감안하고 보호관찰기간 동안의 재범방지 노력이 중요함을 고려하여, 연구문제로 청소년 절도사범 보호관찰대상자 중 재범자와 비재범자 집단 간에 차이나는 변인과 보호관찰기간 동안의 재범예측 요인을 살펴보고 이를 기초로 재범위험성 평가도구를 개발함에 그 목적이 있다. 또한 국내에서, 객관적 평가도구의 필요성과 후속연구의 절실함을 제기한 선행 논문(이수정, 윤옥경, 2003)의 결과와 보호관찰대상자에 대한 과학적 분류처우 방법을 제시한 초기 선행 연구(진수명, 2001)의 한계점을 반영하였다. 특히, 본 연구는 소년보호관찰대상자의 이질적 특성(heterogeneity)으로 인해 위험성평가 도구는 동질적 그룹인 사범별로 개발되어야 함을 원칙으로 하여 연구대상을 소년 절도사범에 특정하였고, 재범 기저율의 영향을 최소화하고 법원의 보호처분 결정과정에서 발생할 수 있는 재범위험성과 관련된 변인을 사전에 통제하기 위하여 ROC(receiver operating characteristics)분석과 대응표본(matched sample)을 사용하여 연구를 수행하였다.

방 법

연구 대상

2007년 한 해 동안 재범한 817명의 절도사범 보호관찰소년과 675명의 비재범 보호관찰소년(절도사범)을 연구대상으로 하였다.

전국 44개 보호관찰(지)소에서 2007년 한 해 동안 재범한 총 1,381명의 소년 절도사범 중에서 ‘재범자 평가표’가 작성된 772명의 재범자와, 이들에 대응(matching)시켜 ‘비재범자 평가표’가 작성된 765명의 비재범 절도 소년사범을 일차 표집하였고, 2009년 3월 16일 기준으로 비재범군 중에서 추가적으로 재범이 확인된 46명을 재범군에 반영하고 중복자 45명을 제외하여, 최종적으로 817명의 재범군과 675명의 비재범군을 확정하였다. 재범군과 비재범군의 남자비율은 각각 97.8%(799명), 97.2%(656명)이고, 평균연령은 각각 15.6세($SD = 1.4$), 15.9세($SD = 1.7$), 평균 보호관찰 기간은 각각 565.7일($SD = 254.7$), 532.5일($SD = 261.4$)로, 대부분이 2년 이하의 보호관찰을 받은 대상자였다.

본 연구의 대상으로 포함된 소년 절도사범은, 본건 보호관찰 개시 당시에 만 20세 미만 이었던 대상자와 소년법 적용대상자를 의미하며, 보호관찰 통계처리 지침(법무부 범죄예방정책국, 2008b) 상 ‘절도사범’으로 분류된 범죄로 보호관찰이 결정된 소년으로 한정하였다. 본 연구는 검사의 중구처분일을 기준으로 구공판, 가정보호사건, 소년부 송치사건 등을 재범으로 포함하였고 검사의 불기소처분과 구약식 사건은 제외하였다.

자료수집 방법

2007년 한 해 동안 전국 44개 보호관찰(지)

소에서 보호관찰 담당자들이 작성한 ‘재범자 평가표’로부터 재범군의 자료를, ‘비재범자 평가표’로부터 비재범군의 자료를 각각 수집하였다. 두 평가표의 ‘기본 사항’으로부터 인구사회학적 변인과 비행관련 변인을 추출하였고, ‘범죄 상황’에서 본건범죄관련 변인과 범죄(비행)전과관련 변인을 확인하였다. 특히, 범죄(비행)경력 변인은 기소유예, 보호처분, 벌금형, 선고유예, 집행유예, 징역형 등 모든 수사경력과 범죄경력을 포함하였고, 동종범죄경력은 범죄(비행)경력 중 절도사범으로 범주화된 모든 범죄를 동종범죄로 정의하여 파악한 것이며, 보호처분경력은 각종 보호처분(소년, 가정, 성매매), 보호관찰경력은 순수한 보호관찰처분만을 포함하였다.

비재범군의 자료수집에 사용된 ‘비재범자 평가표’는 보호관찰 종류 및 기간, 부과처분 종류 및 기간, 개시분류 등급, 성별 등의 변인이 재범군과 대응(matching)되도록 작성되었으므로 비재범군이 대응표집으로 구성되는 효과를 가지는데, 이러한 대응계획은 법원과 보호관찰관으로부터 개입되는 체계적인 편향(bias)을 통제하고, 재범기저율이 현저히 다른 ‘성별’과 같은 집단변인을 통제하는 효과를 가진다. 특히, 반응변수인 재범과 관련이 있을 것으로 예상되지만 본 연구의 관심영역이 아닌 변수(보호관찰 종류 및 기간, 개시분류 등급)를 사전에 통제함으로써, 위험성 평가도구의 항목으로 유용한 변인을 재범예측 요인으로 얻을 수 있는 장점이 있다(김귀순, 정동빈, 박영술, 2008).

자료 분석

수집된 자료는 SPSS 14.0 for Windows 프로그램을 사용하여 분석하였고, 세부적인 분석

방법은 다음과 같다.

동질성 검증

대응표집(matching sampling)의 적절성을 알아보기 위해, 대응변인(matched variables)에 대한 재범군과 비재범군의 동질성을 카이제곱 검정(chi-square test)과 독립표본 t검정(independent sample t-test)으로 분석(통계의 유의성은 p-value .05이하를 기준)하였다.

두 집단 간의 변인 비교

전국 44개 보호관찰(지)소에서 작성된 ‘재범자 평가표’와 ‘비재범자 평가표’에서 수집한 변인들에 대해 재범군과 비재범군 간의 차이를 카이제곱 검정과 독립표본 t검정으로 분석(통계의 유의성은 p-value .05이하를 기준)하였다.

두 집단 간 차이가 나타난 변인들 간의 상관관계

두 집단 사이에 차이가 나타난 변인들 간의 상관관계 및 이들 변인들과 재범여부 간의 상관관계를 알아보기 위하여 Pearson 상관관계분석을 시행(통계의 유의성은 p-value .05 이하를 기준)하였다.

재범예측 모형

재범군과 비재범군 간의 차이가 있고 재범여부와 상관관계가 있는 변인들을 중심으로 재범을 예측하는 최적의 모형을 구하기 위하여 로지스틱 회귀분석(logistic regression analysis)을 시행하였다. 변수선택 방법에 있어서는 변인들 간의 공선성(collinearity)을 최소화하기 위하여 전진단계선택법(forward stepwise selection)을 사용하였다.

재범위험성 평가표 도출

로지스틱 회귀분석의 최종모형에 진입한 예측변인을 최적으로 가중하기 위해 승산비와 회귀계수를 기준으로 하는 배점모형을 각각 구성하고, 가장 적절한 모델 선택과 변별기준점을 결정하기 위하여 각 모델의 총점과 선택된 모델의 점수대를 검정변수로 하는 ROC분석을 각각 시행하였다

결 과

대응변인에 대한 두 집단 간의 동질성 검증

비재범군 표집의 기준으로 삼은 대응변인(matched variables)에 대한 비재범군(N=675)과 재범군(N=817)의 동질성 검증에서, 성별구성, 수강명령 및 사회봉사명령의 부과여부와 시간, 보호관찰 종류, 개시 분류등급 등은 두 집단 간 차이가 없었던 반면 보호관찰기간은 약 1개월(33.2일) 정도 차이가 있었으나(표 2), 전체적으로 반응변수(재범여부)에 영향을 줄 것으로 예상되는 변인, 즉 보호처분 결정자(가정법원)의 처분종류 및 수준이 반영된 변인이 통제되고, 성별, 죄명별로 차이가 있는 재범 기저율(base rate)이 사전에 통제되었음을 확인할 수 있었다.

두 집단 간 주요변인 비교

편의상 인구사회학적 변인, 비행관련 변인, 본건범죄관련 변인, 그리고 범죄(비행)전과관련 변인으로 구분하여 비재범군과 재범군 간에 차이가 나는 변인들을 확인하였다.

표 2. 두 집단 간 대응변인의 빈도(평균) 차이

변인	비재범군 (N=675)		재범군 (N=817)		X ²
	f	%	f	%	
성별(남)	656	97.2	799	97.8	.57
수강명령 부과	595	88.1	708	86.7	.74
사회봉사명령 부과	504	74.7	615	75.3	.79
보호관찰 종류					3.29
단기보호관찰	117	25.4	182	22.3	
장기보호관찰	411	61.0	533	65.3	
가퇴원	10	1.5	13	1.6	
선도위탁	53	7.9	55	6.7	
집행유예	29	4.3	33	4.0	
개시분류등급					2.09
일반 분류등급	132	19.6	147	18.0	
주요 분류등급	256	37.9	293	35.9	
집중 분류등급	279	41.4	365	44.7	
기타 분류등급	8	1.2	12	1.5	
	M	SD	M	SD	t-값*
보호관찰 기간	532.5	261.4	565.7	254.7	-2.47 *
수강명령 시간	39.8	9.6	41.1	13.36	-.72
사회봉사명령 시간	82.9	41.7	90.1	47.3	-1.55

주. * $p < .05$.

인구사회학적 변인 비교

비재범군(N=675)과 재범군(N=817)간의 인구사회학적 변인 비교에서, 재범군의 부모직업 중 무직/단순노무 비율, 주택소유 중 비자가 주택 비율, 부모 형태에 있어 결손(부모 중 한명이라도 사망, 양부모, 별거하는 경우) 비율이 비재범군보다 각각 높고($X^2=15.04$, $p < .001$; $X^2=4.98$, $p < .05$, $X^2=23.82$, $p < .001$) 소

년의 학력수준(교육 연수)은 비재범군이 재범군보다 높았으나($t=5.16$, $p < .001$), 부모소득 수준은 두 집단 간 유의한 차이가 없었다(표 3).

비행관련 변인 비교

비행관련 변인의 비교에 있어, 재범군에서 학교중퇴 경험(보호관찰 개시시점까지의 초, 중, 고등학교 중퇴경험), 현재 중퇴상태, 가출

표 3. 두 집단 간 인구사회학적 변인 비교

변 인	비재범군 (N=675)		재범군 (N=817)		X ²
	f	%	f	%	
부모 직업(무직/단순노무)	241	38.2	394	48.4	15.04 ***
주택 소유(비자가)	423	63.0	560	68.5	4.98 *
부모 형태(결손)	282	41.8	445	54.5	23.82 ***
	M	SD	M	SD	t-값
부모 소득	187.4	213.9	171.3	463.9	.88
소년 학력	9.8	1.7	9.3	1.7	5.16 ***

주. * $p < .05$. *** $p < .001$.

경험(보호관찰 개시시점까지의 가출경험 유무), 약물경험 등이 있는 대상자의 비율이 비재범군보다 높았다($X^2 = 47.18, p < .001$; $X^2 = 10.77, p < .001$; $X^2 = 15.31, p < .001$, $X^2 = 4.26, p < .05$).

($t = 2.53, p < .05$), 가출횟수(평가 시까지의 가출회수) 및 주당 음주 횟수의 평균이 각각 비재범군 보다 높았으나($t = -4.35, p < .001$, $t = -3.14, p < .01$), 최초가출 연령의 경우 두 집단 유의한 차이가 없었다(표 4).

또한, 최초범죄 연령이 비재범군보다 낮고

표 4. 두 집단 간 비행관련 변인 비교

변 인	비재범군 (N=675)		재범군 (N=817)		X ²
	f	%	f	%	
중퇴 경험	262	38.8	463	56.7	47.18 ***
중퇴 상태	203	30.3	313	38.5	10.77 ***
가출 경험	276	40.9	417	51.0	15.31 ***
약물 경험	1	.1	8	.5	4.26 *
	M	SD	M	SD	t-값
최초범죄연령	14.9	1.5	14.8	1.2	2.53 *
최초가출연령	14.5	1.9	14.3	1.8	1.39
가출 횟수	1.4	2.9	2.2	4.5	-4.35 ***
음주(주 단위)	.6	.7	.7	.8	-3.14 **

주. * $p < .05$. ** $p < .01$. *** $p < .001$.

본건 범죄관련 변인 비교

본건 범죄관련 변인 중 재범군에서 범죄책임 회피 및 피해자와 합의한 비율이 각각 높았으나($X^2=12.42, p<.001, X^2=88.50, p<.001$), 공범이 있는 비율은 비재범군이 높았고($X^2=4.01, p<.05$), 보호관찰 개시연령(보호관찰 시작 시점의 만 나이)은 재범군이 낮았다($t=3.83, p<.01$). 한편, 본건 범죄시 음주여부에 있어서는 두 집단 간 유의한 차이를 발견할 수 없었다(표 5).

범죄(비행)전과관련 변인 비교

비재범군과 재범군 간의 범죄(비행)전과관련 변인의 비교에 있어, 표 6의 결과에서 보듯이 재범군의 총 범죄(비행) 경력, 동종범죄 경력, 보호처분 경력, 보호관찰 경력이 비재범군보다 각각 유의미하게 많았다($t=-6.47, p<.001; t=-8.99, p<.001; t=-6.82, p<.001; t=-3.41, p<.01$).

표 5. 본건 범죄관련 변인 비교

변인	비재범군 (N=675)		재범군 (N=817)		X ²
	f	%	f	%	
범죄시 음주	16	2.4	15	1.8	.54
공범 유무	526	78.3	603	73.8	4.01 *
피해자와 합의	175	38.9	239	50.4	12.42 ***
범죄책임 회피	79	11.8	265	32.4	88.50 ***
	M	SD	M	SD	t-값
개시연령	15.9	1.7	15.6	1.4	3.83 **

주. * $p<.05$. ** $p<.01$. *** $p<.001$.

표 6. 두 집단 간 범죄(비행)전과관련 변인 비교

변인	비재범군 (N=675)		재범군 (N=817)		t-값
	M	SD	M	SD	
총 범죄(비행) 경력	1.6	1.8	2.2	2.4	-6.47 ***
동종범죄 경력	1.0	1.4	1.7	1.8	-8.99 ***
보호처분 경력	.8	1.2	1.3	1.6	-6.82 ***
보호관찰 경력	1.4	.7	1.6	.8	-3.41 **

주. ** $p<.01$. *** $p<.001$.

집단 간 차이가 나타난 변인들 간의 상관관계

재범여부에 따라 집단간 빈도 또는 평균에서 유의한 차이를 보인 19개 변인의 상관관계를 분석한 결과, 동종범죄 경력과 총 범죄 경력 간에 가장 높은 상관관계가 나타났고 ($t=.73, p<.01$), 개시 연령과 최초범죄 연령 ($t=.68, p<.01$), 보호처분 경력과 총 범죄 경력 ($t=.66, p<.01$), 보호처분 경력과 동종범죄 경력 ($t=.65, p<.01$), 중퇴상태와 중퇴경험($t=.64, p<.01$), 가출횟수와 가출경험($t=.51, p<.01$), 개시연령과 학력($t=.50, p<.01$) 순으로 유의한 상관관계를 보였다. 집단 간 차이가 유의하게 나타난 변인들과 재범여부의 상관관계를 살펴보면, 범죄책임 회피와 가장 높은 상관관계를 보였고($r=.24, p<.01$), 동종범죄 경력($r=.22, p<.01$), 중퇴경험($r=.18, p<.01$), 보호처분 경력($r=.18, p<.01$), 총 범죄 경력($r=.16, p<.01$) 등의 순으로 각각 재범여부와 유의한 상관관계가 나타났다(표 7).

재범의 예측변인을 알아보기 위한 로지스틱분석

재범의 예측변인을 알아보기 위하여 다변인 로지스틱 회귀분석을 시행하였다.

표 7에서 높은 상관관계를 보이는 두 독립 변수들(동종범죄 경력과 총 범죄 경력, 개시연령과 최초범죄 연령, 보호처분 경력과 총 범죄경력 및 동종범죄 경력, 중퇴상태와 중퇴경험, 가출횟수와 가출경험, 개시연령과 학력) 간의 공선성(collinearity)을 최소화하기 위하여 전진단계선택 방식을 채택하였고, 분석결과로부터 위험성평가도구를 도출함에 있어 평정척도(rating scale)로 구성할 것을 염두해 두어 각 단일 변인들의 분류정확도가 최대화되는

지점을 기준으로 연속형 독립변수(학력, 가출횟수, 음주빈도, 개시연령, 최초범죄연령, 총범죄경력, 동종범죄경력, 보호처분경력, 보호관찰경력)를 이분 범주형으로 전환하였다.

모형의 적합성, 경제성(parsimoniousness), 분류정확률 등을 고려하여 최종적으로 도출된 로지스틱 회귀모형은 표 8과 같다. 도출된 모형의 적합성을 검증한 결과, $-2LL$ 값이 1835.841, 모델 카이제곱 값이 211.023($df=5, p=.000$), Hosmer-Lemeshow 통계량은 5.272($df=8, p=.728$)로 최종 로지스틱 회귀모형이 주어진 자료에 적합하였고, Nagelkerke's R^2 은 .177으로서 모형 적합성이 있음을 확인하였다(표 8).

최종 도출된 모형을 적용하여 재범을 예측한 결과, 로지스틱 회귀분석에 포함된 비재범자 670명(결측값이 있는 5명을 제외) 중 403명이 비재범으로 정확하게 분류되었고 267명이 재범으로 잘못 분류되어 정확도가 60.1%였고, 재범자 817명 중 586명이 재범으로 정확하게 분류된 반면 231명이 비재범으로 잘못 분류되어 그 정확도가 71.7%에 이르렀다. 전체적으로 1,487명 중 989명이 정확하게 분류되어 전체 분류정확률이 66.5%로 확인되었다(표 9).

재범위험성 평가표 도출

소년 절도사범을 대상으로 보호관찰기간 동안의 재범위험성을 평가하는 현장 실무자들이 초기면접 과정에서 선별(screening)용으로 신속·간편하게 사용할 수 있는 위험성 평가표를 도출하기 위하여, 표 8의 로지스틱 회귀모형에 진입한 5개의 예측변인에 가중치를 부여한 모델들을 제시하고 이들에 대한 적합성을 ROC분석으로 검증하였고, 선정된 가중모델(weighting model)의 변별기준점을 결정하여 최

표 7. 집단 간 차이가 나타난 변인들 및 재범여부 간의 상관관계

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	
인구사회학적 변인																				
1 부모 직업																				
2 주택 소유	.20**																			
3 부모 형태	.24**	.20**																		
4 소년 악력	-.10**	-.16**	-.16**																	
비정 관련 변인																				
5 중외 경험	.09**	.15**	.15**	-.22**																
6 중외 상대	.08**	.10**	.10**	-.29**	.64**															
7 가출 경험	.04	.08**	.14**	-.21**	.22**	.18**														
8 약물 경험	.02	-.02	.01	-.02	-.02	.02	.01													
9 최초범죄연령	-.04	-.12**	-.08**	.40**	.03	.10**	-.13**	-.05												
10 가출 횟수	.05	.06*	.13**	-.13**	.17**	.09**	.31**	-.01	-.10**											
11 유주 정도	-.01	.03	.00	.08**	.18**	.16**	.13**	.06*	.16**	.09**										
윤리범죄 관련 변인																				
12 공범 유무	-.02	-.06*	-.02	-.05	.00	.02	.05	.00	-.10**	-.01	-.05									
13 피해자 합의	.17**	.18**	.17**	-.13**	.14**	.09**	.12**	.00	-.06	.09**	.02	.06								
14 범죄책임 회피	.08**	.06*	.07**	-.11**	.10**	.07**	.06*	.00	-.10**	.06*	.06**	-.07**	.18**							
15 지시 명령	-.03	-.07**	-.05	.50**	.13**	.17**	-.09**	-.03	.68**	-.05	.25**	-.11**	-.02	-.05						
범죄결과 관련 변인																				
16 중 범죄경력	.02	.04	.06*	.02	.15**	.13**	.07**	-.02	-.06*	.06*	.18**	-.00	.07*	.10**	.36**					
17 동종범죄경력	.03	.06*	.05	-.00	.16**	.14**	.09**	-.01	-.07**	.06*	.15**	.00	.07*	.14**	.30**	.73**				
18 보호조치문경력	.06*	.07**	.04	-.01	.18**	.13**	.12**	.01	-.10**	.13**	.15**	.01	.09**	.11**	.30**	.66**	.65**			
19 보호조치상경력	.05*	.03	.05	.04	.10**	.06*	.04	.00	-.04	.07**	.12**	-.08**	.07*	.11**	.27**	.41**	.35**	.48**		
20 재범 여부	.10**	.06*	.13**	.13**	.18**	.09**	.10**	.05*	-.07**	.11**	.08**	-.05*	.12**	.24**	-.09**	.16**	.32**	.17**	.09**	

주. * p < .05. ** p < .01.

표 8. 로지스틱 회귀분석 결과(모형)

	B	SE	Wald	유의확률	Exp(B)
상수	-1.57	.19	69.34	.000	.208
책임 회피(여부)	1.15	.15	61.89	.000	3.149
개시 연령(이분)	.91	.17	27.91	.000	2.483
동종범죄경력(이분)	.82	.12	47.75	.000	2.275
중퇴 경험(여부)	.52	.11	21.13	.000	1.687
부모 형태(이분)	.37	.11	10.48	.001	1.442

-2LL = 1835.841

Model Chi-Square = 211.023, df = 5, p = .000

Nagelkerke's R² = .177

Hosmer-Lemeshow test Chi-Square=5.272, df=8, p=.728

표 9. 모형에 의한 분류표(정확률)

관측(그룹)	예 측		분류 정확률	
	비재범	재 범		
비재범군	403	267	60.1%	66.5%
재 범 군	231	586	71.7%	

종적으로 ‘절도사범 소년 보호관찰대상자 재범위험성 평가표(LJP-RRAR: Larcenous Juvenile Probationers-Rapid Risk Assessment of Recidivism)’를 도출하였다.

최종모형의 예측변인에 대한 가중배점 모델

로지스틱 회귀분석의 최종모형(표 8)에 진입한 예측변인의 설명력 또는 기여 정도로 해석될 수 있는 승산비(Exp(B))와 회귀계수(B)의 상대적 비율을 기준으로 하는 가중배점 모델을 각각 제시하였다(표 10). 즉, 각 예측변인들 중 최소값을 가지는 ‘부모 형태’ 변인을 1로 하는 예측변인들 간의 상대적 비율을 각각 구하였다(표 10의 괄호). 그 결과, 승산비(Exp(B))의 상

대적 비율을 기준으로 가중치를 부여한 6개의 모델과, 회귀계수(B)의 상대적 비율을 기준으로 가중치를 부여한 4개의 모델을 각각 제시하였다.

가중배점 모델의 적합성 검증

표 10에서 제시한 가중배점 모델의 적합성을 검증하기 위한 ROC 분석을 시행하여 표 11과 같은 각 배점모델의 AUC(area under the curve)값을 얻었다. 승산비 모델0와 회귀계수 모델0은 정수 또는 자연수의 값으로 가중할 수 없으므로 참고로 제시되었고, 이들을 제외하면 ‘승산비 기준 가중배점 모델6’의 누적합수가 산출한 AUC값이 .711로 가장 커 승산비 또는 회귀계수의 상대적 크기를 잘 반영하고 있다고 볼 수 있으므로(표 11), 이를 본 연구 대상에 대한 재범 예측에 가장 적합한 가중배점 모델(범행책임 회피 5점, 개시 연령 4점, 동종범죄 경력, 3점, 학교 중퇴경험 2점, 부모 형태 2점)로 선정하였다.

그림 1은 ‘승산비 기준 가중배점 모델6’의

표 10. 로지스틱 회귀분석 최종모형에 진입한 예측변인들에 대한 가중배점 모델

예측변인	수준	비재범 (N)	재범 (N)	승산비 (Exp(B))	승산비 가중						회귀 계수(B)	회귀계수 가중			
					모델 1	모델 2	모델 3	모델 4	모델 5	모델 6		모델 1	모델 2	모델 3	모델 4
					범행책임 회피	책임수용	592	552	0						
	책임회피	79	265	3.149(2.18)	2	2	2	4	4	5	1.15(3.11)	3	3	3	3
개시 연령	18세이상	119	80	0							0				
	17세이하	555	737	2.483(1.72)	1	2	2	3	4	4	.91(2.46)	2	3	3	3
동종범죄 경력	1회이하	483	416	0							0				
	2회이상	192	401	2.275(1.58)	1	1	2	3	3	3	.82(2.22)	2	2	2	3
학교 중퇴경험	없음	413	354	0							0				
	있음	262	463	1.687(1.17)	1	1	1	2	2	2	.52(1.40)	1	1	2	2
부모 형태	친부모	393	372	0							0				
	비친부모	282	445	1.442(1.00)	1	1	1	1	2	2	.37(1.00)	1	1	1	1

주. 괄호 안의 수치는 예측변인 중 '부모 형태'의 Exp(B)값 또는 회귀계수에 대한 상대적 비율

배점에 따라 5개 예측변인을 가중한 값의 총점을 검정변수로 하고 재범여부를 상태변수로 하여 시행한 ROC분석에서 산출된 ROC곡선 및 AUC이다. 이 곡선은 총점의 각 점수대를 기준으로 계산된 민감도와 특이도의 간의 함수가 누적된 것으로서 곡선아래 면적(AUC)은 개발된 위험성 평가체계의 예측정확도(predictive accuracy)를 나타내는 지표로 사용되고 있다. 대체로 AUC값이 .71 이상인 경우 예측정확도가 높은 것으로, .64 미만인 경우 낮은 것으로, 그리고 그 사이의 값을 가지는 경우 중간정도의 예측정확도가 있는 것으로 평가된다(Eher, Rettenberger, Schilling, & Pfafflin, 2008).

적정 변별기준점 결정

일반적으로 위험성 평가도구의 적정 변별기준점(cutoff score)은 위험성평가 수준 체계(위험성 유·무 이분체계, 위험성 상·중·하 삼분체계 등), 위험성 평가 목적(개시평가, 분류, 재분류, 가해제 등), 형사정책적 현안(교정비용, get-tough 정책, 사회안전 의식 등) 등을 다각적으로 고려하여 결정된다. 통계학적으로 특정 위험성 평가도구에서 설정된 변별기준점으로 대상자의 재범위험성과 감독수준을 결정함에 있어 어느 정도의 가긍정(false positive)율과 가부정(false negative)율은 발생하므로, 민감도 및 특이도와 가긍정율 및 가부정율의 허용범위, 위험성평가 수준체계, 평가목적, 상충적인 형사정책적 이슈(교정비용 증가 vs. 사회안전 위협) 등을 함께 고려하여 판단한다. 본 연

표 11. 가중배점 모델의 AUC

모 델	AUC	SE	유의도	95% 신뢰구간	
				하한	상한
승산비(Exp(B)) 기준 가중배점 모델					
모델 0	.712	.013	.000	.685	.738
모델 1	.702	.013	.000	.676	.729
모델 2	.703	.013	.000	.676	.729
모델 3	.708	.013	.000	.682	.734
모델 4	.709	.013	.000	.683	.735
모델 5	.710	.013	.000	.684	.736
모델 6	.711	.013	.000	.685	.737
회귀계수 기준 가중배점 모델					
모델 0	.713	.013	.000	.687	.739
모델 1	.710	.013	.000	.684	.736
모델 2	.710	.013	.000	.684	.736
모델 3	.709	.013	.000	.683	.735
모델 4	.710	.013	.000	.683	.736

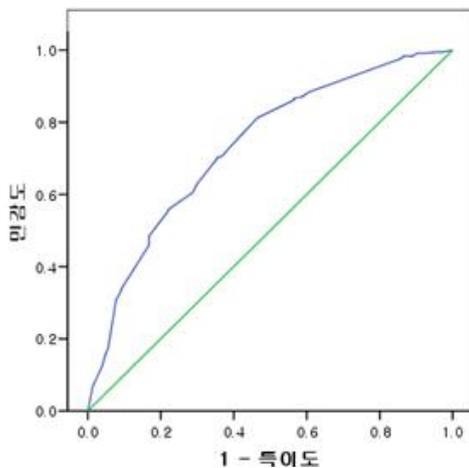


그림 1. 승산비기준 가중배점 모델6이 산출한 ROC곡선

구는 표 12에서 제시한 각 점수대별 연구대상 분포와 표 13에서 제시한 변별기준 점수별 AUC 값 그리고 평가도구가 활용될 보호관찰 현장의 정책들을 종합적으로 고려하여 변별기준점을 결정하였다.

먼저, 위험성 평가 수준을 이분체계로 하는 경우, 표 12의 각 점수대별 연구대상 분포에서 재범자의 점유 비율(소계를 기준으로 하는 괄호안의 수치)이 50%를 상회하기 시작하는 7점 이상에서 가능한 변별기준점을 찾을 수 있는 한편, 표 13에서 민감도 또는 특이도가 이분(二分) 우연수준(.500) 이상을 유지하는 범위인 7점에서 9점 사이의 점수를 고려해 볼 수 있다. 구체적으로, 7점을 변별기준점으로 결정하는 경우 민감도(.718)가 특이도(.601)보다 다

표 12. 각 점수대별 연구대상 분포

총점	빈도		소계
	비재범자	재범자	
0	30(85.7)	5(14.3)	35
2	23(62.2)	14(37.7)	37
3	16(80.0)	4(20.0)	20
4	169(70.4)	71(29.6)	240
5	15(48.4)	16(51.6)	31
6	150(55.6)	120(44.4)	270
7	47(43.1)	62(56.9)	109
8	62(40.3)	92(59.7)	154
9	64(33.5)	127(66.5)	191
10	3(23.1)	10(76.9)	13
11	58(32.3)	122(67.8)	180
12	11(25.6)	32(74.4)	43
13	8(15.7)	43(84.3)	51
14	7(10.9)	57(89.1)	64
16	7(14.3)	42(85.7)	49
계	670	817	1,487

주. 괄호 안의 수치는 각 점수대별 소계의 점유비율

소 높아 가부정율(28.2%)을 가긍정율(39.9%)보다 낮게 유지할 수 있으므로 사회안전에 중점을 둘 수 있으나 약 40%의 비재범자가 재범자로 분류되어 교정비용 증가 등의 문제를 초래할 수 있는 반면, 9점을 변별기준점으로 하는 경우 가긍정율을 23.7%로 저감하는 효과가 있으나 재범자의 47.0%를 비재범자로 분류하게 되어 재범억제의 실패와 사회안전의 위협을 초래할 우려가 있으므로, 7점과 9점의 범위 내에서 이러한 점들을 신중히 고려하여 결정할 필요가 있다.

한편, 위험성 평가 수준을 상·중·하 삼분

표 13. 변별기준 점수별 AUC

구분	AUC	SE	유의도	민감도	특이도
변별기준 2점	.519	.015	.199	.994	.045
변별기준 3점	.528	.015	.064	.977	.079
변별기준 4점	.537	.015	.013	.972	.103
변별기준 5점	.620	.015	.000	.885	.355
변별기준 6점	.621	.015	.000	.865	.378
변별기준 7점	.660	.014	.000	.718	.601
변별기준 8점	.657	.014	.000	.643	.672
변별기준 9점	.647	.014	.000	.530	.764
변별기준 10점	.617	.014	.000	.375	.860
변별기준 11점	.613	.014	.000	.362	.864
변별기준 12점	.582	.015	.000	.213	.951
변별기준 13점	.570	.015	.000	.174	.967
변별기준 14점	.550	.015	.001	.121	.979
변별기준 16점	.520	.015	.174	.051	.990

체계로 하는 경우에는, 표 13에서 특이도 또는 민감도가 삼분(三分) 우연수준(.333)을 유지하는 동시에 가긍정율 또는 가부정율이 최소가 되는 점수인 5점 또는 6점을 위험성 ‘중(中) 수준’과 ‘하(下) 수준’을 변별하는 점수로, 10점 또는 11점을 위험성 중(中) 수준과 상(上) 수준을 변별하는 점수로 일단 고려해 볼 수 있겠다. 현행 보호관찰 실무에서는, 소년 절도사범을 위험성에 따라 상·중·하로 분류하기보다 일반·주요·집중 등의 삼분 분류 등급체계를 유지하고 있어(법무부 범죄예방정책국, 2008b) 주요관리대상자가 위험성 ‘중(中) 수준’보다 다소 상향하여 변별기준점을 정하여야 할 필요성이 있고, 집중감독보호관찰(ISP: Intensive Supervision Probation)을 담당할 인력이 안정적으로 확보되지 않은 상태이므로

표 14. 6점과 7점에서 대상자 분포 및 민감도/특이도

연구대상 분포		변별기준 6점		변별기준 7점	
		예 측		예 측	
		비재범	재 범	비재범	재 범
관 측	비재범	37.8%	62.2% (가긍정율)	60.1%	39.9% (가긍정율)
	재 범	13.5% (가부정율)	86.5%	28.2% (가부정율)	71.8%
민감도/특이도 분포					
특이도		.378 (특이도)	.622 (1-특이도)	.601 (특이도)	.399 (1-특이도)
민감도		.135 (1-민감도)	.865 (민감도)	.282 (1-민감도)	.718 (민감도)

위험성 ‘상 수준’ 대상이 전체대상자의 30%를 상회하지 않도록 변별기준점을 정할 필요가 있다.

위의 고려 사항들을 구체적으로 종합하자면, 실무적으로 주요관리대상자를 위험성 ‘중 수준(삼분 우연수준의 특이도 .333부터)’ 이상에서 분류하고 있으며 변별기준점을 6점에서 7점으로 상향하는 경우 가부정율이 14.7% (=28.2%-13.5%) 증가하지만 가긍정율을 22.3% (=62.2%-39.9%) 감소시키는 효과가 있어, 관리감독 수준(현장감독, 출석횟수 등)이 2배 이상 증가하는 주요관리감독의 비용을 절감하는 효과를 거둘 수 있으므로 위험성 ‘하 수준’과 ‘중 수준(또는 일반관리와 주요관리)’을 변별하는 기준점으로 7점을 설정하였다.

또한 위험성 ‘중 수준’과 ‘상 수준(또는 주요관리와 집중관리)’을 변별하는 기준점 설

정에 있어, 표 15에서 변별기준점을 11점에서 10점으로 하향하더라도 가긍정율이 0.3%(=14.0%-13.6%) 증가하는 대신 가부정율이 1.3%(=63.8%-62.5%) 감소하는 효과가 있어 집중관리에 대한 비용의 큰 증가 없이 다소 보수적으로 변별기준점을 설정하여 재범억제의 효과성을 거양할 수 있으므로, 10점을 위험성 ‘중 수준’과 ‘상 수준’을 변별하는 기준점으로 설정하였다.

재범위험성 평가표(LJP-RRAR) 구성

가중배점 모델의 선정과 적절한 변별기준점 결정을 통하여 절도 소년보호관찰대상자 위험성 평가 도구(LJP-RRAR: Larcenous Juvenile Probationers-Rapid Risk Assessment of Recidivism)를 구성하였다. 본 평가표는 보호관찰대상자 중 절도사범(보호관찰통계 처리지침 기준)으로

표 15. 10점과 11점에서 대상자 분포 및 민감도/특이도

		변별기준 10점		변별기준 11점	
		예 측		예 측	
연구대상 분포		비재범	재 범	비재범	재 범
관 측	비재범	86.0%	14.0% (가긍정율)	86.4%	13.6% (가긍정율)
	재 범	62.5% (가부정율)	37.5%	63.8% (가부정율)	36.2%
민감도/특이도 분포					
	특이도	.860 (특이도)	.140 (1-특이도)	.864 (특이도)	.136 (1-특이도)
	민감도	.625 (1-민감도)	.375 (민감도)	.638 (1-민감도)	.362 (민감도)

분류된 소년을 대상으로 보호관찰기간동안의 재범위험성 평가와 개시분류에 참고하기 위한 선별(screening) 도구로의 활용을 목적으로 개발되었으며, 본건 범행 책임성 수용여부(수용 0점; 회피 5점), 보호관찰 개시연령(18세 이상 0점; 18세 미만 4점), 동종범죄 경력(없음 또는 1회 0점; 2회 이상 3점), 학교중퇴 경험(없음 0점; 있음 2점), 부모형태(친부모 0점; 비친부모 2점) 등 5가지 항목으로 구성되었다. 총점이 6점 이하인 경우 위험성 ‘하’로, 7점에서 9점 사이인 경우 ‘중’으로, 10점 이상인 경우 ‘상’으로 평정 하도록 위험성 평가기준을 정하였고(부록 1), 예측정확도(predictive accuracy)의 지표가 되는 AUC 값은 .711로 확인되었다(표 11).

논 의

본 연구에서 재범군과 비재범군 간에 유의한 차이가 나타났거나 재범여부와 유의한 상관관계를 보인 변인은, 인구사회학적 변인 중 부모직업, 주택소유 여부, 부모형태, 대상자 학력 등이었으며 비행관련 변인에서는 중퇴경험, 중퇴상태, 가출경험, 약물경험, 최초범죄 연령, 가출횟수, 음주빈도가 포함되었으며, 본건 범죄관련 변인 중에는 공범유무, 피해자와의 합의 여부, 책임수용여부, 개시연령, 그리고 총범죄 경력, 동종범죄 경력, 보호처분 경력, 보호관찰 경력 등의 각종 범죄전과관련 변인들이 포함되었다. 두 집단간 유의한 차이를 나타낸 이들 변인들 중에서, 보호관찰기간동안의 재범을 예측하는 것으로 확인된 변인은 범행책임 수용여부, 개시연령, 동종범죄 경

력, 학교 중퇴경험, 부모형태 등이었다.

본 연구의 기초자료가 주로 정적 변인(static variables)으로 구성되어, 국내외 선행연구에서 재범 위험요인 또는 초범 위험요인으로 보고된 동적 변인(dynamic variables)들과의 비교에 있어 다소 한계가 있지만, 가출(이남희, 이봉건, 2009)을 재범 예측요인으로 보고한 국내 선행연구와 또래관계(Nee, 1993; Belson, 1975), 또래압력(Agnew, 1990), 범죄경력(Coumarelos, 1994), 학교생활문제(Belson, 1975) 등을 청소년의 절도행위와 관련된 단일 요인으로 보고한 국외 선행연구와 유사한 연구결과를 보였다.

국내외에서 청소년 절도사범용 재범위험성 평가도구 개발에 대한 선행 연구가 없어 본 연구결과와의 비교가 사실상 불가능하지만, 국내 선행 연구 중 절도를 포함한 비행(범죄) 청소년에 전반에 대한 초범 비행 위험성 평가 도구인 ‘비행축발요인서’에서 가족구조, 가족의 기능적 역할, 비행전력 등의 항목(이수정, 조은경, 2005)과 이수정 등(2005)의 보호관찰 분류지침 개발 연구에서 밝힌 항목들(범행에 대한 책임수용 정도, 학업의 안정성, 집행유예 전력), 그리고 국외 선행 연구 중 YLS/CMI (Hoge & Andrews, 2002)의 평가항목 중 범죄경력, 가정환경 및 양육, 교육정도, 태도 등이 본 연구 결과로 개발된 LJP-RRAR의 평가항목과 공유되는 요인으로 볼 수 있다.

본 연구가 가지는 장점과 의의는 다음과 같다. 우선, 본 연구에서 제안한 LJP-RRAR은 국내에서 최초로 개발된 청소년 절도사범용 재범위험성 예측도구라는 의의가 있을 뿐만 아니라, 보호관찰 현장에서 ‘개시분류’ 시 간편한 사용을 목적으로 간단한 평정구간과 평정 방법을 적용하여 실무자 친화적으로 개발되었다는 장점이 있다. 두 번째로, 대부분의 재범

위험성 평가도구 개발에 대한 선행연구는 재범자군의 사례수가 적어 실제로는 예측정확도가 과대추정 될 가능성이 있으나, 본 연구는 재범군에 비재범군을 대응(matching)시키는 설계로 사례수를 극대화하여 실질적인 예측정확도를 높이고, 법원의 보호처분 결정과정에 개입되는 재범위험관련 변인을 통제함으로써 타당도를 증가시켰다. 마지막으로, 최근 대부분의 위험성 평가도구 개발 연구는 예측정확도를 ROC분석을 통해 산출한 AUC값을 지표로 평가하며, AUC값이 .71 이상이면 예측정확도가 높은 것으로, .63 이하이면 낮은 것으로, 그 사이의 값은 보통인 것으로 평가되는데 (Eher, Rettenberger, Schilling, & Pfafflin, 2008), 본 연구에서 개발된 LJP-RRAR의 AUC값은 .711로 보고되어 높은 예측정확도를 갖는 것으로 평가될 수 있다.

한편, 본 연구의 제한점과 제언은 다음과 같다.

첫째, 본 연구에서 제안한 LJP-RRAR에 대한 타당화연구와 신뢰도에 대한 분석은 진행 중이며, 본 연구에는 포함하지 못했다.

둘째, 본 연구는 주로 정적 변인과, 본건 범행과 관련한 대상자 태도 등 면담기록과 정황 등으로 정확하게 파악할 수 있는 비교적 객관적인 동적 변인들만을 기초로 수행됨에 따라, 동적 변인 중에서 재범과 직접적인 연관성이 있는 심리학적 범인성 변인(criminogenic variables)으로 ‘본건 범행 책임성 수용’만 포함되어, 재범위험성 평가를 통한 수준별 감독이라는 ‘위험원칙’을 충족할 수는 있지만 개선 가능한 심리사회학적 재범예측 요인에 대한 개입으로 재범을 감소시킨다는 ‘육구원칙’을 충족시키는데 한계가 있다. 그러므로 본 연구로 개발된 재범위험성 평가도구의 활용은 보

호관찰 초기의 ‘개시분류’를 위한 선별 도구 (screening tool)로 한정해야 하며, 보호관찰대상자 처우를 통한 심리학적 범인성에 대한 개선 결과가 반영되는 ‘재분류’에는 동적 요인 중에서도 심리학적 요인이 다수 포함된 평가도구가 활용될 필요성이 제기되며 이에 대한 후속 연구가 절실하다.

셋째, 보호요인(protective factors)에 대한 고려가 없어 전반적인 재범위험성의 정도가 과대 추정될 우려가 있으므로 차후 연구에서 보호요인을 고려한 재범위험성 평가도구 개발을 기대한다.

마지막으로, 본 연구에서 개발된 재범위험성 평가도구는 보호관찰기간동안의 재범위험성을 평가하기 위한 목적으로 개발되었으나 보호관찰기간 종료 이후에 재범할 위험이 있는 대상자에 대한 사전적 개입도 장기적인 사회안전을 위해 필요하므로 장기간에 걸친 추적조사를 통한 재범위험성 평가도구의 개발을 제안한다.

참고문헌

- 김경호 (2008). 남자 비행청소년의 절도와 남성성에 관한 연구. *청소년복지연구*, 10(3), 167-182.
- 김귀순, 정동빈, 박영술 (2008). SPSS를 활용한 로지스틱 회귀모형의 이해와 응용. 서울: 한나래아카데미.
- 김양곤, 이수정, 이민식 (2005). 소년보호관찰대상자에 대한 분류평가도구 개발에 관한 연구. 서울: 한국형사정책연구원.
- 김현수, 김현실 (2001). 재범 비행 청소년의 예측인자 분석. *신경정신의학*, 40(2), 279-291.
- 노정구, 김상조 (2002). 자아정체감 및 자극추구성향이 청소년 상점절도에 미치는 영향에 관한 탐색적 연구. *마케팅관리연구*, 7(3), 155-175.
- 노일석 (2007). 성폭력 보호관찰청소년 재범위험성 예측도구 개발: 이종, 동종을 포함한 일반재범위험성을 중심으로. 연세대학교 심리대학원 석사학위논문.
- 노일석 (2009a). 청소년 폭력사범 재범 예측 요인: 폭력 소년보호관찰대상자 재범위험성 평가도구(VJP-RRAR) 개발 연구. *한국심리학회: 사회 및 성격*. 심사중.
- 노일석 (2009b). 여자 청소년 폭력사범 재범 예측 요인: 여자 폭력소년 보호관찰대상자 재범위험성 평가도구(FVJP-RRAR) 개발 연구. *한국심리학회: 여성*. 심사중.
- 대검찰청 (2002-2008). 범죄분석.
- 법무부 (2008). 21C 형사정책의 중심 보호관찰.
- 법무부 범죄예방정책국 (2004-2008). 보호관찰 통계연보.
- 법무부 범죄예방정책국 (2008a). 보호관찰 통계 처리 지침.
- 법무부 범죄예방정책국 (2008b). 보호관찰 분류·감독 지침.
- 서동혁, 정선주, 손창호, 김원식, 고승희, 함봉진, 조성진, 김영기, 이중재 (2001). 구속된 비행 청소년들의 석방 후 6개월 이내 재범의 예측요인. *신경정신의학*, 40(3), 463-476.
- 이남희, 이봉건 (2009). 비행청소년의 범죄유형에 따른 재범 위험성 차이에 관한 연구 - 비행촉발요인 조사서와 PAI 검사결과를 중심으로. *한국심리학회: 사회 및 성격*, 23(2), 127-140.
- 이수정, 윤옥경 (2003). 범죄위험성의 평가와

- 활용방안. *한국심리학회: 일반*, 22(2), 99-126.
- 이수정, 이민식, 홍영오, 김양곤 (2005). 보호관찰 분류지침 개발을 위한 예비연구. *한국심리학회: 일반*, 24(1), 141-165.
- 이수정, 조은경 (2005). 경찰단계에서의 소년범 위험성 평가를 위한 비행촉발요인 조사도구 개발. *한국심리학회: 사회 및 성격*, 19(1), 27-43.
- 진수명 (2001). 보호관찰과 과학적 분류처우 방법. *보호*, 12, 171-221.
- Agnew, R. (1990). The origins of delinquent events: An examination of offender accounts. *Journal of Research in Crime and Delinquency*, 27(3), 267-294.
- Beck, E. A., & McIntyre, S. C. (1977). MMPI pattern of shoplifters within a college population. *Psychological Report*, 41, 1035, cited in Guffey, H. J., Harris, J. R. & Laumer, F. (1979). Shopper attitudes toward shoplifting and shoplifting preventive devices. *Journal of Retailing*, 55(3), 75-89.
- Beers, J. S. (1973). A comparison of shoplifters and non shoplifters: A study of student self-conception, Ph. D. Dissertation, University of Maryland. cited in Guffey, H. J., Harris, J. R. & Laumer, F. (1979). Shopper attitudes toward shoplifting and shoplifting preventive devices. *Journal of Retailing*, 55(3), 75-89.
- Belson, W. A. (1975). *Juvenile Theft: The Causal Factors*. London, UK: Harper & Row.
- Coumarelos, C. (1994). *Juvenile Offending: Predicting Persistence and Determining the Cost-Effectiveness of Interventions*. Sydney, AU: NSW Bureau of Crime Statistics and Research.
- Cox, A. D., Ronald, D. A., & George P. M. (1993). Social influences on adolescent shoplifting theory, evidence and implications for the retail industry. *Journal of Retailing*, 69(2), 234-246.
- Cromwell, P. (1994). Juvenile Burglars. *Juvenile and Family Court Journal*, 45(2), 85-91.
- Eher, R., Rettenberger, M., Schilling, F., & Pfafflin, F. (2008). Failure of Static-99 and SORAG to predict relevant reoffense categories in relevant sexual offender subtype: A prospective study. *Sexual Offender Treatment*, 3(1), 132-145.
- Goldner, E. M., Geller, J., Birmingham, C. L., & Remick, R. A. (2000). Comparison of shoplifting behavior in patients with eating disorders, psychiatric controls and normal controls. *Canadian Journal of Psychiatry*, 45(5), 471-475.
- Guffey, H. J., Harris, J. R., & Laumer, F. (1979). Shopper attitudes toward shoplifting and shoplifting preventive devices. *Journal of Retailing*, 55(3), 75-89.
- Hoge, R., & Andrews, D. (2002). *Youth Level of Service/Case Management Inventory (YLS/CMI). user's manual*. North Tonawanda, New York: Multi-Health Systems.
- Krant, R. E. (1976). Deterrent and definitional influences on shoplifting. *Social Problems*, 23, 358-368.
- Landsheer, J. A., Hart, H., & Kox, W. (1994). Delinquent values and victim damage: Exploring the limits of neutralization theory. *British Journal of Criminology*, 32(2), 44-53.

McCarthy, C. H., Giordano, P. C., & Knicely Henson, T. (1977). Auto theft: Offender and offense characteristics. *Criminology*, 15(3), 367-385.

Nee, C. (1993). *Car theft: The offender's perspective. Research Findings No. 3*. London, UK: Home Office Research and Statistics Department.

Smith, D. A., Visher, C. A., & Jarjoura, G. R. (1991). Dimensions of delinquency: Exploring the correlates of participation, frequency, and persistence of delinquent behavior. *Journal of Research in Crime and Delinquency*, 28(1), 6-32.

1 차원고접수 : 2009. 7. 20.

수정원고접수 : 2009. 8. 19.

최종게재결정 : 2009. 8. 20.

**Factors predicting recidivism of violent juvenile probationers:
Study for developing LJP-RRAR(Larcenous Juvenile
Probationers-Rapid Risk Assessment of Recidivism)**

Il Seok Noh

Seoul Probation & Parole Office, Ministry of Justice

The purpose of the present study is to analyze factors predicting recidivism of larcenous juvenile probationers for the duration of probation term, and to develop a actuarial assessment tool designed to be employed in the practice of probation. The subjects consisted of 817 larcenous juvenile probationers who had reoffended during their terms of probation and matched sample of 675 non-recidivists. The study found significant differences between the recidivists group and the non-recidivists group in 19 variables. Among those variables, logistic regression showed that denying accountability, age at the time of commencing probation, theft history, experience of school dropout and parents type best predicted the recidivism for the duration of probation. LJP-RRAR demonstrated that AUC value amounted to .711, which is referred to high predictive accuracy. These results of the study suggest that LJP-RRAR could be a useful and potential tool in managing juvenile probationers commensurately with their risk, and treating violent juveniles on their need basis. It is expected that the predictive accuracy and the validity would be enhanced by follow-up studies on validation, and subsequent studies considering dynamic factors and protective factors.

Key words : risk of recidivism, actuarial assessment tool, risk prediction, larcenous juvenile, juvenile probationers

부록 1

절도 소년보호관찰대상자 재범위험성 평가 도구(LJP-RRAR)
 - *Larcenous Juvenile Probationers Rapid Risk Assessment of Recidivism* -

대상자 이름 _____ 주민 번호 _____ -
 사건 번호 _____ 진 명 _____
 평가일자 2009. . . 평가자 _____

재범위험성 항목	평정 기준	평 점
1. 본건 범행 책임성 수용 여부	<ul style="list-style-type: none"> ▪ 수용 - 0점 ▪ 회피 - 5점 	
2. 본건 보호관찰 개시 연령	<ul style="list-style-type: none"> ▪ 18세 이상 - 0점 ▪ 18세 미만 - 4점 	
3. 동종 범죄 경력 횟수	<ul style="list-style-type: none"> ▪ 0회 또는 1회 - 0점 ▪ 2회 이상 - 3점 	
4. 학교 중퇴 경험 여부	<ul style="list-style-type: none"> ▪ 없음 - 0점 ▪ 있음 - 2점 	
5. 부모 형태	<ul style="list-style-type: none"> ▪ 친부모 - 0점 ▪ 비친부모 - 2점 	
중 점		

재범 위험성 평가

<input type="checkbox"/>	0점 ~ 6점	:	하 (위험성 낮음)
<input type="checkbox"/>	7점 ~ 9점	:	중 (위험성 중간)
<input type="checkbox"/>	10점 ~ 16점	:	상 (위험성 높음)