

# 맞벌이의 교육적 기회비용: 방과 후 자기보호(self-care)가 초등학생의 자기학습 통제능력에 미치는 영향

이준호(李俊昊)\*

박현정(朴炫貞)\*\*

## 논문 요약

이 연구는 방과 후 성인의 보호 없이 집에 혼자 있거나 형제자매와 함께 있는 자기보호(self-care) 상황이 초등학교 4학년 학생들의 자기학습 통제능력에 미치는 영향을 분석한다. 2010년 조사된 한국아동청소년패널 1차년도 자료를 활용하여 방과 후 아동보호 형태를 성인보호·일시적 자기보호·지속적 자기보호 세 집단으로 구분하고 두 단계의 분석을 진행하였다. 1단계에서 방과 후 자기보호 선택과정을 분석한 결과 자기보호 여부와 가장 강한 연관성을 보이는 것은 어머니 노동 시간·조부모 동거 여부·손위 여성형제 수와 같은 가족 내 보호자의 가용성(availability of caregiver)이었다. 특히 자기보호 선택 모형의 약 71%를 어머니의 노동시간이 단독으로 설명하여 자기보호는 사실상 맞벌이의 문제임을 보였다. 2단계에서는 방과 후 자기보호가 초등학생의 자기학습 통제능력에 미치는 효과를 분석하였다. 일반화 경향점수를 활용한 역확률가중치법으로 1단계에서 나타난 집단 간 이질성을 통제하고 성별을 나누어 분석한 결과, 지속적 자기보호→방과 후 여가→자기학습 통제능력으로 연결되는 매개모형은 성별에 따라 상반되는 완전매개(full mediation) 효과를 보였다. 남학생의 경우 지속적 자기보호는 성인보호 상황보다 방과 후 여가 시간을 증가시켜 자기학습 통제능력을 감소시키나, 여학생의 경우 오히려 여가 시간을 감소시키고 자기학습 통제능력을 증가시킨다. 이러한 결과는 맞벌이로 인한 방과 후 자기보호가 여자 초등학생에게는 자율성과 독립심을 증진시키는 ‘발달 촉진의 계기(developmental push)’가 될 수 있는 반면, 남자 초등학생에게는 자기학습 통제능력의 감소라는 ‘교육적 기회비용’을 유발한다는 점을 보여준다.

주요어: 방과 후 자기보호, 자기학습 통제능력, 일반화경향점수, 역확률가중치법

\* 서울대학교 교육학과 석사과정

\*\* 서울대학교 교육학과 교수

## I. 연구의 필요성 및 목적

현재 한국 사회에는 외벌이 가구보다 맞벌이 가구가 더 많다. 2011년 12월 통계청에서 발표한 「맞벌이가구 및 경력단절여성 통계 집계 결과」에 따르면, 2011년 6월 기준 전체 1,162만 결혼 가구 중 43.6%인 507만 가구가 맞벌이 가구고 42.3%인 491만 가구가 외벌이 가구다. 2009년 통계청 사회조사에서 추산된 전국 가구의 맞벌이 비중 40.1%와 비교해 약 3.5% 증가한 수치다. 여성 경제활동 참여가 증가함에 따라 향후 맞벌이 가정은 계속 증가할 것으로 예상된다.

맞벌이 가정의 증가는 필연적으로 방과 후 아동·청소년의 보육 문제를 야기한다. 부모가 일하기 위해 집을 비운 사이 자녀들은 다른 대안이 없는 한 집에 혼자 있거나 형제·자매와 함께 지낼 가능성이 높다. 2011년 여성가족부의 조사결과에 따르면 하루 1시간 이상 혼자 또는 초등학교 이하의 아동끼리만 집에 있는 13세 미만의 초등학생들은 전체 328만 명 중 29.6%인 97만명에 이른다(여성가족부, 2011). 이러한 초등학생들 역시 맞벌이의 증가율과 연동하여 앞으로 지속적으로 증가할 것이다.

어떤 학생들이 방과 후 성인의 보호 없이 집에 남겨져 있는가? 그러한 상황은 학생들의 인지적·정의적 발달에 어떠한 영향을 미칠 것인가? 앞서 제시한 통계가 보여주는 바와 같이 사회적 현실에서 이 질문들의 중요성은 계속 증가하고 있으나 이에 대한 학술 연구의 질과 범위는 현실을 충분히 반영해내지 못하고 있다. 지난 수십 년간 세계 각국에서 여성의 경제참여율이 급격히 증가하던 시기에 '자기보호(self-care) 아동', 혹은 자신이 직접 열쇠로 문을 열고 귀가한다는 의미의 '열쇠 아동(latchkey child)'에 대한 연구가 유행해왔다. 그러나 Mahoney and Parente(2009: 192)가 지적하듯이, 2000년대 들어서는 자기보호 관련 연구가 전반적으로 감소하는 경향을 보여왔으며 이는 우리나라도 예외가 아니다.

기존 연구들이 아동복지학적인 관심에만 국한되어 자기보호가 영향을 미칠 수 있는 아동·청소년 발달의 다양한 측면을 조명하지 못했다는 것도 문제다. 자기보호에 관한 연구들은 우울·불안·외로움 등 내면화된 정서적 문제나(Long and Long, 1982; Shulman et al., 1998; 최정미·오선영, 2003) 비행과 공격성, 약물사용 등 외적인 문제행동들(Pettit et al., 1997; Levine Coley et al., 2004; 공유경·김희화, 2006)에 주로 관심을 한정해왔다. 교육학적 관심에서 학생의 인지적 영역의 발달에 미치는 영향에 대한 연구는 그 비율이 매우 낮을 뿐더러 대개 학업성취도에 국한하여 탐구되고 있는 실정이다(김경년, 2010; Posner and Vandell, 1999; Shumow et al., 2009).

이에 본 연구는 방과 후 자기보호 아동의 사회적 선택과정을 규명하고 자기보호 상황이 학습 심리 변수인 자기학습 통제능력에 미치는 인과적 영향을 탐구하는 것을 목적으로 한다. 자기학습 통제능력을 분석하는 것이 중요한 이유는 그것이 방과 후 자기보호와 밀접한 이론적 관계를 맺고 있는 동시에 장기적인 학업성취를 예측하는 핵심 요인으로 알려져 있기 때문이다. Duckworth

와 Seligman은 학업성취에는 지능지수와 같은 인지적 특성보다 학습에 대한 자기규율(self-discipline)이 더욱 결정적인 영향을 미치며(Duckworth and Seligman, 2005), 내신 성적의 종단적인 성별 격차 대부분을 남녀 학생 간 자기규율 능력의 차이로 설명할 수 있다고 보고한다(Duckworth and Seligman, 2006). 방과 후 자기보호가 자기학습 통제능력에 영향을 미치고 이것이 개인 혹은 집단마다 다르게 나타난다면, 학업성취 격차의 구체적인 기제를 설명하는 요인으로서 학교교육의 과정(process)뿐만이 아니라 방과 후 시간대의 역할을 새롭게 조명해볼 수 있다.

본 연구는 자기통제 능력 발달의 결정적 시기로 알려진 10세 전후의 초등학교 4학년 학생들을 대상으로 하며 크게 두 단계로 구성되어 있다. 첫 번째 단계에서는 방과 후 자기보호 선택에 영향을 미치는 요인들을 탐색한다. 방과 후 아동보호 형태를 성인보호·일시적 자기보호·지속적 자기보호 세 범주로 구분하고 집단 선택 과정과 의미있는 연관을 보이는 가정의 특성들을 분석한다. 특히 방과 후 자기보호의 영향을 가장 크게 받을 것으로 예상되는 고위험군 아동인 '지속적 자기보호' 집단의 선택과정에 초점을 맞춘다. 두 번째 단계에서는 방과 후 자기보호가 초등학생의 자기학습 통제능력에 어떠한 효과를 가지는지 분석한다. 1단계에서 얻은 정보를 토대로 일반화 경향점수를 활용한 역확률가중치법을 적용하면 방과 후 아동보호 집단 간 처치할당을 가능한 한 실험 연구에 근사시켜 좀 더 신뢰로운 인과효과 추정치를 얻을 수 있다. 이어서 그 인과효과가 컴퓨터 게임·TV 시청·친구와 놀기와 같은 방과 후 여가 시간에 의해 매개되는지, 매개효과가 존재한다면 성별 집단에 따라 다른지 분석한다. 이 과정을 연구문제로 요약 제시하면 다음과 같다.

연구 문제 1. 초등학교 4학년 학생들의 방과 후 자기보호에 영향을 미치는 요인은 무엇인가? 어떤 학생들이 특히 방과 후 지속적 자기보호라는 고위험군에 속할 가능성이 큰가?

연구 문제 2. 초등학교 4학년 학생들의 방과 후 자기보호 정도는 그들의 자기학습 통제능력에 대한 인과효과(causal effect)를 갖는가? 그 인과효과를 컴퓨터 게임·TV 시청·친구와 놀기와 같은 방과 후 여가 시간이 매개하는가? 그 매개효과는 성별 집단에 따라 다른가?

## II. 이론적 배경 및 선행 연구 검토

### 1. 방과 후 자기보호(self-care)의 개념

방과 후 자기보호 개념은 기본적으로 만 5~14세 정도의 초등학교 학생 혹은 중학생들을 대상으로 한다(Kerrebrock and Lewit, 1999). 실제로 미국 인구통계 조사국이 2005년 실시한 자기보호 아동 조사는 5~14세를 자기보호 개념의 연령 범위로 공식화하고 있다(U.S. Census Bureau., 2005). 이 연령대보다 더 어린 미취학 아동의 경우에는 방과 후 거의 모든 시간을 성인의 보호

아래 있을 것이 기대되고, 이 연령대보다 더 높은 고등학생의 경우 성인의 보호 없이 독립적인 생활을 할 것으로 기대되므로 자기보호의 대상 범위에서 제외한다.

이 연령대의 아동들이 반드시 집에 '홀로' 남겨진 경우만 자기보호로 분류되는 것은 아니다. 통상적으로 14세 이하 다른 초·중학생 형제자매와 함께 있는 경우도 넓은 의미의 자기보호에 포함된다. 이러한 규정은 '성인 보호의 결여'가 자기보호의 핵심적인 개념 구성 요소라는 점에서 보면 수용할 만하다. Cain and Hofferth(1989)의 경우 비성인 보호(nonadult care)의 하위 개념으로서 혼자 있는 자기보호(self-care)와 형제자매 보호(sibling care)를 엄격히 구분하기도 하나, 실제 대부분의 서베이와 이를 활용한 연구에서는 두 개념을 구별하지 않는다(Kerrebrock and Lewit, 1999).

한편 방과 후 자기보호의 공간적 범위는 '집'으로 한정하는 것이 일반적이다. 방과 후 아동이 성인의 보호 없이 지내는 시간 일반을 자기보호로 정의하면 아동이 방과 후에 운동장에서 축구를 하거나 도서관에서 책을 보는 활동들도 자기보호에 포함될 것이다. 실제로 자기보호(self-care) 개념 자체에 공간적 제약을 두지 않고 오직 '열쇠 아동(latchkey child)'만이 집에서 자기보호를 하는 것으로 보는 시각도 있다(Lopoo, 2011). 그러나 본 연구와 같이 아동이 집에 혼자 있는 과정에서 하기 쉬운 컴퓨터 게임이나 TV 시청 등의 여가가 가지는 매개효과에 주목한다면 자기보호의 공간적 범위는 집으로 한정하는 것이 더욱 합리적일 것이다.

결과적으로 본 연구에서 방과 후 자기보호의 개념은 '만 5~14세 정도의 초등학교 및 중학생이 방과 후 부모님이나 돌봐 주는 어른 없이 집에 혼자 있거나 혹은 형제나 자매끼리만 있는 상태'로 정의한다. 방과 후 자기보호의 조작적 정의와 집단 분류는 변수 구성 및 기술통계 절에서 설명한다.

## 2. 방과 후 자기보호의 선택에 영향을 미치는 요인

### 1) 가정의 사회경제적 배경

방과 후 자기보호에 영향을 미치는 기본 요인으로서 가정의 사회경제적 배경을 생각해볼 수 있다. 흔히 생계를 위해 어머니가 일을 해야 하지만 학원에 보낼 여력이 없는 저소득층 맞벌이 가정의 아동들이 자기보호 상황에 처할 가능성이 높을 것이라는 것이 일반적인 생각이다. 실제로 2008년 보건복지가족부에서 실시한 아동청소년 종합실태조사에서 방과 후 부모와 함께 보낸다는 응답은 소득 수준이 높은 집단에서 상대적으로 많았다(보건복지가족부, 2009).

그러나 해외 선행연구들은 이러한 직관에 반하는 실증 분석 결과가 대부분이다. 많은 연구들에서 가구 소득이나 부모의 학력 수준은 방과 후 자기보호 선택과 관련이 없거나(Casper and

Smith, 2004; Mahoney and Prente, 2009; Shumow et al., 2009; Lopoo, 2011), 오히려 고소득 지역에 거주하고 높은 학력의 부모를 가진 백인 아동들이 더욱 자기보호 상황에 처할 가능성이 높다고 보고한다(Brandon, 1999; Overturf Johnson, 2005).

Becker(1981)의 가정생산 모형의 견지에서 생각해보면 학력과 소득이 높은 부모들은 단위 시간당 임금이 높기 때문에 방과 후 시간에 자녀를 돌보는 것보다 그 시간에 일을 해서 얻은 소득으로 보호 대행 서비스를 구매하는 편이 이득일 수 있다. 그렇다면 학력이 높은 어머니일수록 집에서 아이들을 돌볼 것이라는 예상은 오류다. 실제로 우리나라에서 어머니 학력별 맞벌이 비율은 중졸 이하 42.3%, 고졸 45.6%, 전문대 졸업 이상 42.5%로 집단 간 유의한 차이를 보이지 않고 있다(통계청, 2011). 따라서 이것이 어머니 학력에 따른 자기보호 격차를 없애는 역할을 할 가능성이 크다. 결과적으로 가정의 낮은 사회경제적 배경이 자기보호를 증가시킬 가능성과 차이를 유발하지 않을 가능성이 공존한다고 볼 수 있기 때문에 이에 따른 자기보호 선택 격차가 어느 정도 나는지는 실증의 영역에서 확인해볼 필요가 있다.

## 2) 가족 내 보호자의 가용성(availability of caregiver)

방과 후 보호자의 가용성이라는 개념을 넓게 해석하면 가용한 보호자(available caregiver)에는 가족뿐만 아니라 학원 선생님, 주변에 사는 친척과 이웃 어른도 포함될 수 있다. 그러나 방과 후 자기보호의 공간적 범위가 집으로 한정된다는 점을 고려하면 어머니·조부모·손위 형제자매라는 단일 가족 내 구성원의 존재 혹은 부재가 자기보호와 가장 큰 연관을 가질 것이라고 예상할 수 있다.

먼저 자기보호와 어머니 노동시간의 관계에 대해 본격적으로 탐구한 모든 연구들은 어머니 노동시간의 결정적인 영향력을 보고한다(Rodman and Pratto, 1987; Vandivere et al., 2003; Casper and Smith, 2004; Shumow et al., 2009; Lopoo, 2011). 어머니 노동시간이 일차적인 보호자인 ‘어머니의 부재 정도’를 의미하므로 이는 당연한 결과다. 다만 그 결정적인 영향력의 정도를 일정한 방식으로 계산할 필요가 있다. 만약 방과 후 아동보호 형태 선택을 어머니 노동시간이라는 단일 요인으로 90% 이상 설명한다면, 이는 결국 ‘방과 후 자기보호’의 문제가 ‘맞벌이 여부’의 문제와 사실적으로 동치에 가깝다는 것을 의미할 것이다.

어머니의 노동시간이 동일한 수준일 때 조부모나 손위 형제자매와 같은 대안적인 가족 구성원의 존재도 자기보호에 영향을 미친다. 선행 연구들은 조부모나 집안의 다른 성인이 함께 사는 경우 자기보호 확률을 유의미하게 낮춘다는 점을 꾸준히 보고해왔다(Brandon, 1999; DeLeire and Kalil, 2002; Casper and Smith, 2004; Lopoo, 2011). 그에 비해 손위 형제자매의 영향은 많이 탐구되지 못했다. 사실상 형제자매 보호(sibling care)를 자기보호(self-care) 개념에 포함시켜온

관례 때문이다. 두 개념이 분리되지 않은 경우 형제자매가 조부모나 다른 성인과 같이 대리 보호 역할을 수행하고 있다면 순위 형제자매의 존재는 자기보호 확률을 낮추는 것이 아니라 오히려 높일 것이다. 예컨대 이재연·강성희(1992)의 조사 결과와 같이 부모가 아동의 자기보호 시 가장 걱정하는 것이 '식사 제공'이고 이를 순위 형제자매가 적절히 해결해줄 수 있다면 어머니는 마음 놓고 자녀를 자기보호 상황에 둘 가능성이 높다. 다만 3절에서 검토할 바와 같이 여학생의 자기 통제 능력이 남학생의 그것보다 높다는 점을 감안하면 방과 후 자기보호 상황에서 동생들의 대리보호를 수행하는 능력도 형/오빠보다 누나/언니가 더 높을 것으로 예상할 수 있다.

### 3) 방과 후 대안적인 보호 형태 선택

학부모들이 선택하는 주요한 대안적 아동보호 형태로는 학원·방과후학교·원거리 감독 전략(distal monitoring strategy)이 있다. 이들 중 가정의 사회경제적 배경이나 보호자의 가용성이 동일한 수준일 때 실질적인 대리 보호 효과를 갖는 것이 무엇인가하는 질문을 제기해볼 수 있다.

한국 사회에서 대안적인 방과후 보호 서비스로 가장 많이 선택되고 있는 것은 학원이다. 보건복지가족부의 아동청소년 종합실태조사에서 9~11세 아동이 평일 방과 후 저녁 식사 이전에 주로 하는 일 중 가장 높은 빈도의 응답을 보인 것은 '학원이나 과외'였다(보건복지가족부, 2009). 정책적으로 방과후학교를 통해 학교가 방과 후 아동보호 기능을 대리 수행하려는 노력을 하고 있지만 대부분 오후 3~4시에 끝나기 때문에 6시 이후 부모가 퇴근할 때까지 존재하는 보호 취약 시간대를 커버하지 못한다는 것이 현장의 전언이다(오마이뉴스, 2008. 3. 21.). 따라서 전일제로 일하는 대부분의 부모들은 대리 보호를 학원 서비스에 의존할 가능성이 높다.

학원이나 방과후학교와 같은 기관 보호가 아닌 부모의 간접적인 보호 형태로서 원거리 감독 전략(distal monitoring strategy)과 자기보호 수준의 관계도 탐색해볼 필요가 있다. 원거리 감독 전략은 부모가 일을 하고 있을 때에도 전화, 이웃을 통한 상태 보고, 부모가 없을 때 지켜야 할 스케줄 제시 등의 전략을 통해 방과 후 소재를 감독하고 간접적으로 보호를 제공하는 형태다(Steinberg, 1986). 이러한 감독 전략을 취하는 부모는 전화 지시를 통해 이웃이나 친척에게 일시적인 보호를 의뢰할 가능성이 높은 것으로 나타난다(Levine Coley and Hoffman, 1996).

### 4) 지역 규모 및 지역사회 밀착도

지역 특성이 자기보호에 미치는 영향에 있어 미국의 연구들은 지역 사회의 '안전'이라는 기준을 중심으로 접근한다. 범죄율이 우리나라보다 높은 미국 사회에서는 지역 사회가 안전하면 부모가 아동을 자기보호 상태로 두지만 안전이 의심될 경우에는 자기보호 확률이 현저하게 줄어

든다(Cain and Hofferth 1989; Casper and Smith, 2004). 대개 교외 지역이나 농어촌 지역의 안전도가 대도시보다 높기 때문에 지역 규모 작을 때 자기보호가 더 많이 선택되는 경향이 있다.

우리나라의 경우 학부모들의 자기보호 선택에 있어 안전 문제가 미국만큼 중요한 판단의 준거로 작용할지는 미지수다. 우리나라에서 지역 특성의 영향력은 안전보다는 이웃 및 친척 등 '지역 사회 성인 보호자의 가용성'이라는 측면에서 접근할 필요가 있다. 같은 마을에 친인척과 함께 거주할 확률은 대도시보다 읍·면지역이 높기 때문에 대도시의 핵가족에서는 제공받을 수 없는 이웃한 친인척의 지원을 받을 가능성이 높다. 또한 같은 대도시라고 하더라도 이웃 간 관계의 밀도가 높은 곳이라면 방과 후 대리 보호자로서 이웃 성인의 가용성이 높아진다. 이 경우 미국과는 반대로 오히려 지역 규모가 작고 지역사회 안전과 밀착도가 높은 곳에서 자기보호가 유의하게 감소할 가능성이 높다. 실제로 2011년 여성가족부의 조사 결과에서 자기보호 아동의 비율은 대도시 30.2%, 중소도시 29.4%, 농어촌 26.8%으로 지역 규모가 작아짐에 따라 낮아지는 현상이 관찰되었으며(여성가족부, 2011), 2008년 보건복지가족부의 조사결과에서는 '평일 방과 후에 함께 있는 사람'으로 친척·친지를 응답한 비율이 대도시 2.6%, 중소도시 2.0%, 농어촌 9.7%로 나타났다(보건복지가족부, 2009).

### 3. 방과 후 자기보호가 자기학습 통제능력에 미치는 영향

#### 1) 방과 후 자기보호의 긍정적·부정적 영향

자기학습 통제능력은 학습에 대한 자기통제(self-control) 혹은 자기규율(self-discipline) 능력의 다른 말이다. 일반적으로 자기통제 능력은 양립 불가능한 두 가지 목표를 추구하는 상황에서 좀 더 높은 순위의 목표를 달성하기 위해 낮은 순위의 목표를 의식적으로 억제하는 능력으로 정의된다(Vohs and Baumeister, 2004). 이때 낮은 순위의 목표를 '유혹(temptation)'이라고 하므로(Fishbach et al., 2003), 간단히 '더 높은 목표를 위해 유혹에 저항하는 능력'으로 정의할 수도 있다(Magen and Gross, 2007).

이러한 자기통제 능력의 정의에 비추어 보았을 때 방과 후 집에 혼자 있는 상황은 학습에 있어서 자기통제 갈등을 경험하는 가장 전형적인 상황이다. 학생에게는 숙제 및 복습을 통한 높은 성적 달성 혹은 부모로부터의 칭찬이라는 목표와 컴퓨터 게임·TV 시청·친구와 놀기와 같은 유혹이 동시에 주어진다. 성인보호 학생들은 유혹에 대해 주로 성인의 감독을 받기 때문에 이들의 유혹에 대한 선택 문제는 성인이 제공하는 외적 통제에 대한 순응 혹은 저항이라는 수동적 성격을 갖는다. 반면 자기보호 학생들은 유혹과 목표 사이의 능동적인 선택 상황에 직면한다.

자기보호 학생들의 능동적인 선택 상황은 자기학습 통제능력에 긍정적인 영향을 미칠 수도

있고 부정적인 영향을 미칠 수도 있다. 흔히 성인 감독의 기여는 아동에게 부정적인 영향만을 미칠 것으로 가정되지만 자기보호 상황은 아동이 스스로 헤쳐 나가야 하는 문제 상황을 제공함으로써 자율성과 독립심을 증진시키는 '발달 촉진의 계기(developmental push)'가 될 수도 있다 (Riley and Steinberg, 2004). 자기보호의 부정적 영향을 경고한 연구들(Long and Long, 1983; Belle, 1999)에서도 성인보호 상황보다 자기보호 상황이 오히려 더 좋은 발달적 결과를 얻어낸다는 '의외의 실증결과들(unexpected empirical findings)'을 보고한다.

그러나 어떠한 조건에서 그러한 방향성이 결정되는지 탐구하기 전에 그 영향력이 인과적인 성격을 갖는지가 먼저 검토되어야 한다. 방과 후 자기보호와도 관련이 있고 자기통제 능력과도 관련이 있는 혼동요인(confounding factor)들에 의해 그 방향성이 결정되거나 '의외의 결과들'이 산출될 수도 있기 때문이다. 예컨대 자기보호 집단은 초등학교 고학년이고 성인보호 집단은 저학년이라면 두 집단의 자기통제 능력 차이는 자기보호 여부가 아니라 연령의 차이에 의한 것일 가능성이 크다. 따라서 자기통제 능력 형성의 결정적 시기로 알려진 10세 전후 초등학교 4학년 학생들만을 대상으로 하여 연령을 통제하고<sup>1)</sup>, 가정배경이나 양육방식과 같은 혼동요인들의 영향력을 배제한 뒤에도 자기보호와 자기학습 통제능력이 인과적인 관계를 보이는지 분석해보는 것이 필요하다.

## 2) 매개요인으로서의 방과 후 여가와 성별 격차

방과 후 자기보호가 구체적으로 어떠한 기제를 통해 자기학습 통제능력에 영향을 미치는지에 대한 인과적 분석에서 핵심적으로 고려되는 매개요인은 '유혹에 실제로 반응한 시간'이다. 방과 후 자기보호는 컴퓨터 게임·TV 시청·친구와 놀기와 같은 유혹에의 노출로 규정된다. 한편 자기통제 능력은 앞서 정의한 바와 같이 더 높은 목표를 위해 유혹에 저항하는 능력이다. 따라서 두 변수의 개념적 연결고리가 되는 '유혹'을 중심으로 방과 후 자기보호와 자기학습 통제능력 간의 관계를 사고해볼 수 있다.

'유혹에의 지속적인 노출→유혹에 굴복한 시간의 증가→유혹에의 무력화'는 방과 후 자기보호가 갖는 부정적 영향의 구체적인 기제에 관한 이론적 모형이다. Stroebe et al.(2008)이 주장하듯이 특정 영역의 유혹에 반복 노출될 때 개인의 자기통제 실패 경험이 축적되고 이에 따라 자기통제 실패가 만성화되는 과정을 거친다. 반대로 '유혹에의 지속적인 노출→유혹을 억제한 시간의 증가→유혹에 대한 통제능력 강화'는 긍정적 영향의 이론 모형이다. 역작용적 통제 이론

1) Gottfredson and Hirsh(1990)에 따르면 일반적인 자기통제 능력은 초기 아동기 사회화 과정을 통해 발달하며 만 10세를 전후한 기간에 향후 생애에 걸친 자기통제 능력의 대부분을 형성한다. 조화진·최바울·서영석(2010)의 연구에서도 이 기준에 따라 초등학교 4학년을 분석의 중심으로 설정한 바 있다.



(counteractive control theory)에 따르면 유혹에 노출되지 않은 상황보다 노출된 상황에서 개인이 자신의 목표에 대한 가치를 높게 평가하여 유혹을 억제할 가능성이 높아진다(Trope and Fishbach, 2000)<sup>2)</sup>. 결과적으로 유혹에의 노출이 동일하더라도 유혹에 대해 굴복하거나 극복한 실제적인 경험의 차이에 따라 자기통제 능력이 감소할 수도 있고 증가할 수도 있다. 이는 유혹에 실제로 반응한 시간이 방과 후 자기보호와 자기학습 통제능력 간의 관계를 매개할 것이라는 가설이다. 유혹에 실제로 반응한 시간은 컴퓨터 게임 시간·TV 시청 시간·친구와 노는 시간과 같은 ‘방과 후 여가 시간’으로 측정할 수 있다.

그렇다면 자기보호와 유혹에 실제로 반응하는 시간의 관계에 있어 개인차는 왜 발생하는가? 개인차를 설명하는 요인은 유전적 소인이나 양육환경 등 여러가지가 가능하지만, 자기통제 능력의 성별 격차를 보고하는 다수의 연구들(Keane et al., 1993; Tittle et al., 2003; Blakwell and Piquero, 2004; Duckworth and Seligman, 2006; Gibson et al., 2010)을 고려할 때 학생의 성별에 따라 개인차가 체계적으로 발생할 것이라는 가설을 세워볼 수 있다. 즉 남학생은 성인보호 상황보다 자기보호 상황에서 유혹에 쉽게 굴복하는 반면, 여학생은 오히려 자기보호 상황에서 유혹을 억제할 가능성이 높다는 것이다. 여학생이 유혹을 더 잘 참는다는 심리학의 여러 만족 지연(delay of gratification) 실험 결과들<sup>3)</sup>을 감안하면 자기보호 상황에서 여학생의 자기통제 능력이 더욱 발달한다는 이론이 실증적으로 검증될 여지가 있다고 볼 수 있다. 따라서 여학생의 경우 앞서 설명하였듯이 집에 혼자 있을 때 제공되는 능동적인 선택 상황이 여학생의 자기통제 능력을 증가시키는 ‘발달 촉진의 계기(developmental push)’가 되는지 검증해볼 필요가 있다.

### III. 연구 방법

#### 1. 분석 자료

본 연구는 2011년에 공개된 한국아동·청소년패널조사(Korean Children and Youth Panel Survey: 이하 KCYPS) 1차년도 자료 중 초등학교 4학년 코호트 자료를 분석한다. KCYPS는 초1, 초4, 중1 3개 학년의 패널들을 대상으로 2010년부터 2016년까지 7년동안 매년 추적 조사하는 단기 패널조사다. 2010년 조사된 1차년도 자료는 전국 학생들을 모집단으로 층화다단계집락표집하였기 때문에 방과후 자기보호에 관한 기존 국내 연구들과는 달리 전국적 대표성을 지닌다는

2) 예컨대 시험을 앞둔 학생에게 TV 시청의 유혹을 제공하면 그렇지 않았을 때보다 시험의 중요성을 더 높게 평가하는 것이 대표적이다.

3) Silverman(2003)은 만족 지연의 성별 격차에 대한 33개의 실험연구들을 대상으로 한 메타분석에서 크지는 않지만 의미 있는 성별 격차(효과크기 .10)가 존재함을 보였다.

장점이 있다. 본 연구에서는 연령을 통제함과 동시에 자기통제 능력의 발달의 결정적 시기인 만 10세 전후를 분석하기 위해 초등학교 4학년 코호트를 선정하였다. 최종 분석 표본은 초4 코호트 자료 2,378명 중 결측치를 제외한 2,215명의 자료로 남학생은 1,146명(51.8%), 여학생은 1,069명(48.2%)로 구성되어 있다.

## 2. 변수 구성 및 기술통계

### 1) 핵심변수 : 방과 후 자기보호

방과 후 자기보호 변수는 “방과 후 부모님이나 돌봐 주는 어른 없이 집에 혼자 있거나 혹은 형제나 자매끼리만 있는 경우가 일주일에 며칠이나 됩니까?” 문항과 “하루 중 몇 시간이나 됩니까?”라는 문항 두 가지로 측정하고 있다. 국내 연구들은 주로 일일 자기보호 시간만을 고려해왔으나(이재연·강성희, 1992; 김명숙·정영숙, 1997) 이는 해당 응답치가 일주일 내내 동일하게 적용될 것이라고 가정한다는 점에서 비현실적이다. 그러므로 하루보다는 일주일을 기준으로 자기보호 총 시간을 연속변수로 측정하는 것이 합리적일 것이다.

그러나 KCYPs의 주당 자기보호 일수와 일일 자기보호 시간 문항은 연속변수가 아닌 범주변수로 측정하기 때문에 주당 자기보호 총 시간을 연속변수로 구할 수 없다는 한계가 있다. 본 연구는 이 점을 인식하고 Lord and Mahoney(2007)가 제안한 바와 같이 아동보호 형태를 자기보호 시간에 따라 세 집단으로 나누는 범주적 접근(categorical approach)을 취한다.

주당 자기보호 총 시간을 바탕으로 한 범주적 접근은 자기보호 수준이 낮은 집단(0~3시간), 중간 집단(3~9시간), 높은 집단(9시간 이상)으로 구분하는 것이 통상적이다(Pettit et al., 1997; Lord and Mahoney, 2007). 본 연구에서는 범주형 선택지 1~2일을 특정값 1.5일로 바꾸는 것과 같이 각 선택지별 중간값을 취하여 <표 1>의 각 셀마다 주당 총 자기보호 시간의 근사값을 산출하였다. 그 근사값들을 위에서 제시한 Lord and Mahoney(2007)의 기준에 대입하면 <표 1>에 회색 배경으로 나타낸 바와 같이 집단이 분류된다. 각 집단의 실질적 의미를 좀 더 부각시키기 위해 자기보호 수준이 낮은 집단은 성인보호(adult care) 집단, 중간 집단은 일시적 자기보호(temporary self-care) 집단, 높은 집단은 지속적 자기보호(continuous self-care) 집단으로 명명하고 <표 2>에 조작적 정의를 정리하였다.

<표 1> KCYPS 자기보호 주당 일수와 일일 시간 변수에 따른 표본 분할 및 집단 분류

시간\일수	거의 없다	1~2일	3~4일	거의 매일	행 합계
0시간	1,231 (100.0)	0 (0.0)	0 (0.0)	0 (0.0)	1,231 (55.6)
1시간 미만	0 (0.0)	61 (19.1)	17 (6.9)	43 (10.3)	121 (5.5)
1~2시간	0 (0.0)	180 (56.3)	98 (40.0)	124 (29.6)	402 (18.2)
3~4시간	0 (0.0)	60 (18.8)	99 (40.4)	147 (35.1)	306 (13.8)
4시간 이상	0 (0.0)	19 (5.9)	31 (12.7)	105 (25.1)	155 (7.0)
열 합계	1,231 (100.0)	320 (100.0)	245 (100.0)	419 (100.0)	2,215 (100.0)

Note : ■ 성인보호 □ 일시적 자기보호 ■ 지속적 자기보호

<표 2> 방과후 보호 유형의 분류의 조작적 정의

분류	조작적 정의	빈도(%)
성인보호 (adult care)	<ul style="list-style-type: none"> <li>일주일에 자기보호하는 날이 거의 없음</li> <li>일주일에 며칠이든 하루 1시간 미만</li> <li>일주일에 1~2일, 하루 1~2시간</li> </ul>	1,532 (69.2)
일시적 자기보호 (temporary self-care)	<ul style="list-style-type: none"> <li>일주일에 1~2일, 하루 3시간 이상</li> <li>일주일에 3~4일, 하루 1~2시간</li> <li>일주일동안 거의 매일, 하루 1~2시간</li> </ul>	301 (13.6)
지속적 자기보호 (continuous self-care)	<ul style="list-style-type: none"> <li>일주일에 3~4일, 하루 3시간 이상</li> <li>일주일동안 거의 매일, 하루 3시간 이상</li> </ul>	382 (17.3)

Note : 주당 총 자기보호 시간- 성인보호(0~3), 일시적 자기보호(3~9), 지속적 자기보호(9시간 이상)

<표 1>에서 보면 주당 자기보호 일수가 증가할수록 일일 자기보호 시간도 대체로 증가하는 패턴을 보인다. 특히 하루에 4시간 이상 혼자 있는 고위험군 아동은 1~2일 집단에서 약 6%, 3~4일 집단에서 약 13%이나 거의 매일 집단에서는 25%를 차지한다. 전체 분석 표본에서는 성인보호 집단이 1,532명(69.2%), 일시적 자기보호 집단은 301명(13.6%), 지속적 자기보호 집단은 382명(17.3%)으로 분류되어 대부분의 초등학교 4학년 학생들은 성인보호를 받고 있는 것으로 나타났다. 일시적-지속적 자기보호 집단은 전체의 30.9%로 2011년 여성가족부에서 발표한 자기보호 비율인 29.6%와 대체로 일치한다.

## 2) 방과 후 자기보호 선택과정의 예측 변수

가정의 사회경제적 배경은 연간 소득의 자연로그값·부모의 평균적인 교육 수준·편모 가정 여부 세 가지로 구성하였다. 부모의 평균적인 교육수준은 학력 연한으로 환산하지 않고 학력 증가에 따른 선형적인 경향성만을 포착하기 위한 목적으로 중졸 이하=1, 고졸=2, 전문대졸=3, 대졸=4, 대학원졸=5의 부모 응답값을 단순 평균하였다. 편모 가정 여부는 가족 구성 설문 문항에 “한 부모+자녀”라고 응답한 표본 중에서 부모 구성 설문 문항에 “친어머니만”이라고 대답한 표본을 추출해 1로 코딩하였다.

방과 후 가족 내 보호자 가용성 변수군은 어머니 주당 노동시간·조부모 동거 여부·손위 남성형제 수·손위 여성형제 수 네 가지로 구성하였다. 가장 핵심적인 어머니 주당 노동시간은 기본적으로 근로 종료 시간에서 근로 시작 시간을 차분하여 산출하였다. KCYPS는 어머니의 노동을 주중과 주말로 분리하여 설문하고 있으므로 주중 근로시간과 주말 근로시간을 각각 산출하여 합산한 뒤 자연로그를 취하였다. 조부모 동거 여부는 가족 구성 변수에서 조부모+부모+자녀, 조부모+한부모+자녀로 응답한 경우에 1로 코딩하였다. 손위 남성형제 수와 손위 여성형제 수는 “이 학생은 형제자매가 있습니까?”라고 물은 보호자 설문 문항의 형/오빠 하위 문항과 누나/언니 하위문항의 응답값을 그대로 사용하였다.

대안적인 방과 후 보호형태 선택 변수군은 원거리 감독 전략·주당 학원 시간·주당 방과후학교 시간으로 구성하였다. 원거리 감독 전략 변수는 “부모님(보호자)께서는 내가 방과 후에 어디에 가는지 알고 계신다”, “내가 시간을 어떻게 보내는지 알고 계신다”, “내가 외출할 경우 언제 들어올지 알고 계신다” 세 문항의 4점 리커트 측정값을 산술평균하였다. 주당 학원 시간과 방과후학교 시간은 과목 및 유형별 교습 시간에 관한 학부모 설문 문항에서 학원에 다니는 모든 과목의 주당 교습시간과 방과후학교에 다니는 모든 과목의 주당 교습시간을 각각 합산하여 변수로 구성하였다. 이때 회귀계수를 ‘주당 교습시간이 10시간 늘어날 때 종속변수의 변화량’으로 해석하기 위해 각각의 변수를 10으로 나누어 주었다.

지역 규모 및 지역사회 밀착도 변수군은 중소도시 및 읍·면지역 더미변수와 지역사회 밀착도 변수로 구성하였다. 지역사회 밀착도 변수는 “나는 우리 동네 사람들 대부분을 알고 있다”, “나는 거리에서 우리 동네 사람을 만나면 인사를 한다”, “나는 우리 동네가 안전하다고 느낀다”, “나는 우리 동네 사람들과 지내는 것이 좋다”, “나는 우리 동네에서 계속 살고 싶다” 다섯 개 문항의 4점 리커트 척도 응답치를 평균하여 구성했다.

이상에서 설명한 예측변수들의 기술통계치는 <표 3>에 제시되어 있다.

<표 3> 방과후 자기보호 선택 과정 예측변수들의 기술통계

	변 수	사례수	평균	표준편차	최솟값	최댓값	
가정배경	ln 연간 로그 소득	2,215	8.50	1.42	0	13.82	
	부모 학력 평균	2,215	2.88	0.92	1	5	
	편모 가정=1	2,215	0.05	0.23	0	1	
보호자 가용성	ln 어머니 근로시간	2,215	2.22	1.91	0	4.84	
	조부모 동거=1	2,215	0.10	0.30	0	1	
	손위 남성형제 수	2,215	0.29	0.51	0	3	
	손위 여성형제 수	2,215	0.37	0.60	0	3	
	방과후 교육형태	원거리 감독 전략	2,215	3.38	0.62	1	4
		학원 시간/10	2,215	0.59	0.60	0	3.60
방과후학교 시간/10		2,215	0.08	0.19	0	1.97	
지역특성	중소도시=1	2,215	0.50	0.50	0	1	
	읍면지역=1	2,215	0.08	0.27	0	1	
	지역사회 밀착도	2,215	3.11	0.61	1	4	

### 3) 방과 후 자기보호의 효과 추정 단계 변수

방과 후 자기보호의 효과 추정 모형에는 결과변수인 자기학습 통제능력과 매개변수인 방과 후 여가가 추가적으로 고려된다. <표 4>에 각 요인들을 구성하는 문항과 성별 기술통계치가 제시되어 있다. 자기학습 통제능력 요인은 4점 리커트 척도로 구성된 5개의 문항으로 측정된다. 이 요인은 긍정형 문항 3개와 부정형 문항 2개로 구성되어 있는데 부정형 문항은 높은 값이 높은 자기학습 통제능력을 나타내도록 역코딩하였다. 자기학습 통제능력 측정 변수들의 기술통계치를 살펴보면 대체로 여학생이 남학생보다 높은 평균값을 가지는 것을 확인할 수 있다.

매개변수인 방과 후 여가 요인은 시간을 측정한 세 개의 문항, 컴퓨터 게임·TV 시청·친구와 노는 시간으로 구성된다. 이 측정변수들의 평균값은 남학생이 여학생보다 높은 경향을 보인다. 방과 후 자기보호 효과 추정 모형에 투입되는 자기보호 더미 변수의 평균값은 일시적 자기보호 0.14, 지속적 자기보호 0.17로 각각 전체 표본에서의 비율을 나타내며 성별 간 차이가 거의 없다.

&lt;표 4&gt; 방과후 자기보호 효과 추정 단계 결과변수와 매개변수의 기술통계치 (N=2,215)

문항 제시문	전체 M(SD)	남학생 M(SD)	여학생 M(SD)
<b>요인 : 자기학습 통제능력</b>			
① 나는 공부가 지루하고 재미없더라도 끝까지 다 한다.	3.05 (0.77)	3.02 (0.78)	3.07 (0.76)
② 나는 하던 공부를 끝낼 때까지 공부에 집중한다.	2.87 (0.74)	2.84 (0.75)	2.90 (0.73)
③ 나는 공부가 지루해도 계획한 것은 마친다.	2.82 (0.84)	2.77 (0.85)	2.87 (0.83)
④ 나는 노는 것을 그만두지 못해 공부를 시작하기가 어렵다(역코딩).	2.78 (0.89)	2.62 (0.89)	2.95 (0.85)
⑤ 나는 공부를 하려면 쓸데없는 생각 때문에 집중을 못한다(역코딩).	2.76 (0.90)	2.68 (0.92)	2.85 (0.87)
<b>요인 : 방과 후 여가</b>			
⑥ 컴퓨터나 게임기를 가지고 노는 시간은 하루 중 얼마나 되나요?	0.77 (0.77)	0.90 (0.86)	0.63 (0.63)
⑦ 휴식이나 오락을 목적으로 TV 프로그램이나 비디오, DVD를 시청하는 시간은 하루 중 얼마나 되나요?	1.39 (1.16)	1.46 (1.23)	1.32 (1.06)
⑧ 위의 ⑥, ⑦이외에 방과 후 친구들과 노는 시간은 하루 중 얼마나 되나요?	0.92 (0.99)	0.96 (1.01)	0.87 (0.97)
<b>방과 후 자기보호 더미 변수</b>			
⑨ 일시적 자기보호 =1	0.14 (0.34)	0.13 (0.34)	0.14 (0.35)
⑩ 지속적 자기보호 =1	0.17 (0.38)	0.17 (0.38)	0.18 (0.38)

### 3. 계량분석전략

방과 후 자기보호의 자기학습 통제능력에 대한 인과효과를 추정하려는 본 연구에서 가장 큰 계량적 문제는 모형 내에 외생변수로 투입되는 방과 후 자기보호 변수가 사실은 외생성(exogeneity)을 갖지 않는다는 데에 있다. 본 연구에서는 방과 후 아동보호 집단을 연구자가 랜덤 할당된 실험 자료(experimental data)를 사용하지 않기 때문에, 자기보호 집단은 성인보호 집단과 가정배경·방과후 양육 형태·지역특성 등 여러 측면에서 체계적인 차이를 보일 가능성이 크다.

관찰자료(observational data)를 활용해 구조방정식 모형을 분석하는 국내외의 연구들은 외생 변수의 가정에 관한 이러한 문제를 대부분 간과한다. 특히 관찰 자료를 구조방정식 모형으로 분

석하는 심리학 분야 연구들은 학업성취도나 학습심리구인 등을 결과변수로 다루면서도, 학교효과 연구 전통에서 해당 결과변수들의 가장 큰 예측변수로 기능한다고 알려진 가정배경 요인을 통제하지 않는 경우가 많다. 그러한 구조방정식 모형 분석을 통해 얻어진 회귀계수는 가정배경에 따른 크고 작은 선택편의를 반영하는 것이므로 신뢰로운 인과효과 추정치로 해석할 수 없다.

이는 구조방정식모형에 일군의 통제변수들이 추가적으로 투입되었을 경우에 생기는 또 다른 문제를 회피하기 위한 방편일 수 있다. 실제로 다수의 측정변수로 이루어진 구조방정식 모형에 다수의 통제변수들을 추가하는 경우, 모형의 간결성을 저해할뿐만 아니라 회귀모형의 엄격한 다차원 가정들의 제약을 더욱 악화시키는 ‘차원의 저주(the curse of dimensionality)’에 직면할 가능성이 크다. 그러나 이러한 차원성의 문제와 관찰자료의 선택편의의 문제는 어느 하나를 희생하고 다른 하나를 취하는 문제가 아니라 신뢰로운 추정치를 얻기 위해 모형 내에서 양자 공히 해결해야 하는 문제다.

이러한 측면에서 보면 Rosenbaum and Rubin(1983)이 제안한 경향점수(propensity score) 분석은 처치변수와 체계적 관련을 맺고 있는 혼동변수들을 일차원의 점수로 요약해 분석에 이용한다는 점에서 상기한 구조방정식 모형의 두 문제를 동시에 완화시키는 유용한 대안으로 고려할 수 있다. 경향점수 분석이 선택편의를 완전히 해소해줄 수 있으나에 대해서는 논란의 여지가 있으나(Vandenberghe and Robin, 2004), 적어도 일반적인 중다회귀분석과 유사하거나 더 나은 변수 통제 기능을 발휘하면서도 차원성의 문제를 해결한다는 점에서 관찰 자료를 활용한 구조방정식 모형과 유연하게 통합할 수 있는 가능성을 제공한다.

이러한 취지에 따라 본 연구에서는 1단계 방과 후 자기보호 선택과정 모형에서 다항 로지스틱 회귀모형으로 일반화 경향점수를 추정하고, 2단계 방과 후 자기보호 효과 추정 모형에서는 일반화 경향점수의 역확률가중치를 적용한 구조방정식 모형으로 분석하였다. 이러한 두 단계 과정은 처치변수의 범주가 3개 이상인 관찰자료의 선택 편의를 제거하기 위해 Imbens(2000)가 제안한 일반화경향점수 가중치 방법을 구조방정식 모형과 통합하려는 시도다.

### 1) 1단계 방과 후 자기보호 선택 모형 - 다항 로지스틱 회귀모형을 활용한 일반화 경향점수 추정

본 연구에서 방과 후 아동보호 형태를 성인보호·일시적 자기보호·지속적 자기보호 세 집단으로 분류했으므로 다음과 같은 다항 로지스틱 회귀모형을 통해 집단 선택과 연관을 보이는 요인들을 탐색한다.

$$\ln \Omega_{t|3}(X) = \ln \frac{P(y = t|X)}{P(y = 3|X)} = X\beta_{t|3}, \text{ for } t = 1, 2 \dots (1)$$

위의 식 (1)에서 가능한 아동보호 형태의 집합  $T$ 의 원소  $t$ 는 각각 성인보호( $t=1$ ), 일시적 자기보호( $t=2$ ), 지속적 자기보호( $t=3$ )를 의미한다. 본 연구에서는 지속적 자기보호 집단에 주로 관심이 있으므로  $t=3$ 을 근거범주(base category)로 설정하였다.  $X$ 는 어머니의 노동시간과 같이  $t$ 를 예측하는 관찰변수들의 행렬이다.  $\Omega_{t|3}$ 는  $X$ 가 주어졌을 때  $t$ 범주에 속할 확률이 지속적 자기보호( $t=3$ ) 범주에 속할 확률의 몇 배인가를 의미하는 상대적 위험도(relative risk)를 나타낸다.  $\beta_{t|3}$ 는 특정 예측변수  $X$ 가 1단위 증가할 때 로그-상대적 위험도가 얼마나 증가하는지를 나타내는 회귀계수 벡터다.

이 다항로지스틱 모형으로부터  $X$ 가 주어졌을 때 특정 사례가 방과 후 아동보호 형태  $t$ 에 속할 확률을 추정할 수 있다. 개별 사례가 아동보호 형태 집단 3개에 각각 속할 확률을 계산한 6개의 사례가 <표 5>에 제시되어 있다.  $P(T=1|X)$ 는 주어진 사전 정보  $X$ 들로 예측했을 때 해당 사례가 성인보호 집단에 속할 확률을 의미한다.  $P(T=2|X)$ ,  $P(T=3|X)$ 도 각각  $X$ 가 주어졌을 때 일시적·지속적 자기보호 집단에 속할 확률로 해석된다. 이렇게 추정된 세 개의 예측 확률들을 일반화 경향점수(generalized propensity score, GPS)라고 한다(Imbens, 2000).

<표 5> 방과 후 아동보호 집단에 따른 일반화 경향점수 및 역확률가중치 사례

사례	실제 집단	어머니 노동시간	성인보호 $P(T=1 X)$	일시적 $P(T=2 X)$	지속적 $P(T=3 X)$	IPTW
1	성인보호	0	0.980	0.015	0.005	1.020
2	성인보호	70	0.155	0.231	0.615	6.464
3	일시적	54	0.309	0.354	0.337	2.822
4	일시적	72	0.260	0.139	0.601	7.174
5	지속적	68	0.179	0.106	0.714	1.400
6	지속적	1	0.852	0.068	0.080	12.507

2) 2단계 방과후 자기보호의 효과 추정 모형 - 일반화 경향점수의 역확률가중치를 적용한 구조방정식 모형

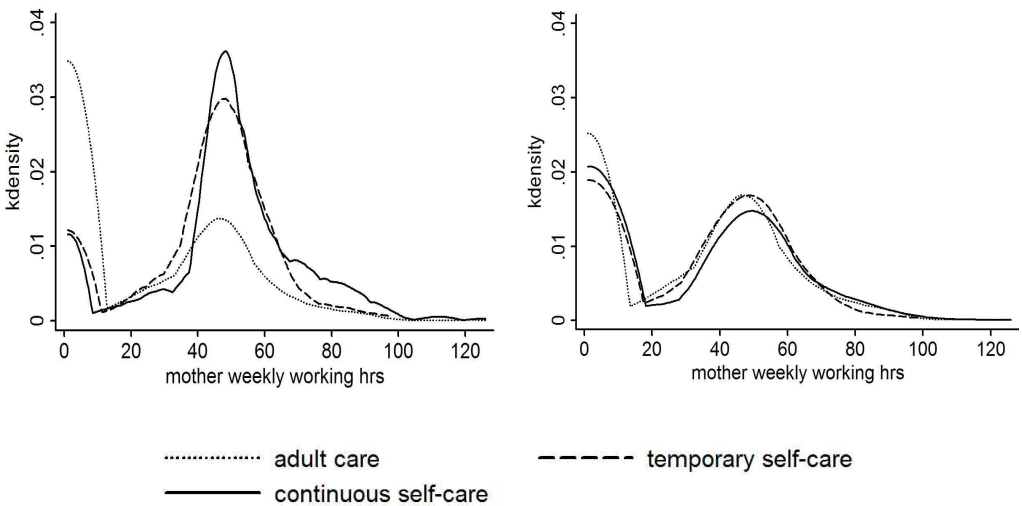
1단계에서 추정된 일반화 경향점수들을 활용하여 각 사례마다  $1/P(T=t|X)$ 로 계산되는 역확률가중치(inverse probability of treatment weight, IPTW)를 산출할 수 있다. 여기서 주의할 점은 1단계에서 GPS는 총 3개가 추정되지만 역확률가중치를 계산하는 데에 쓰이는 것은 그 사례가 실제로 분류된 집단의 GPS 하나라는 점이다. <표 5>의 사례 1은 실제로 성인보호 집단으로 분류되므로 오직  $P(T=1|X)$ 를 사용해서만 IPTW를 계산한다.



GPS를 활용한 IPTW 적용의 기본 전략을 <표 5>의 예시를 통해 보면, 해당 집단에 속할 확률이 높아 선택편의를 유발할 가능성이 큰 사례 135는 낮은 가중치를 주고, 해당 집단에 속할 확률이 낮는데 알 수 없는 랜덤한 이유로 실제로는 그 집단에 속한 사례 246는 높은 가중치를 주어 결과적으로 분석 표본에서 처치 할당의 무작위성(randomness)을 증가시키는 것이다. <표 5>에서 실제로 성인보호 집단으로 관찰된 사례 1은 어머니 노동시간과 다른 정보들을 활용해 예측하면 성인보호 집단에 속할 확률이 0.98로 1에 가깝다. 사례 1은 방과 후 보호와 학습 능력에 공통적으로 긍정적인 영향을 미치는 여러 다른 가정배경 특성들도 동반하고 있을 것이므로 이 사례가 분석에 포함되면 선택편의를 유발할 가능성이 높다. 반면 사례 2는 어머니 노동시간이 주당 70시간으로 모형을 통해 예측하면 지속적 자기보호 집단에 속할 확률이 가장 높은데 어떤 이유에서인지 실제로는 성인보호 집단에 속하게 된 사례다. 예측변수  $X$ 가 고려되면 처치 할당은 랜덤 할당에 근사한다는 경향점수 분석의 비혼동성(unconfoundedness) 가정<sup>4)</sup>을 생각하면, 예측변수  $X$ 들이 충분히 고려되었는데도 사례 2가 지속적 자기보호 집단에 속하지 않고 성인보호 집단에 할당된 것은 결국 무작위성이 상당 부분 개입한 결과라고 볼 수 있다.

Panel A : IPTW 교정 전

Panel B : IPTW 교정 후

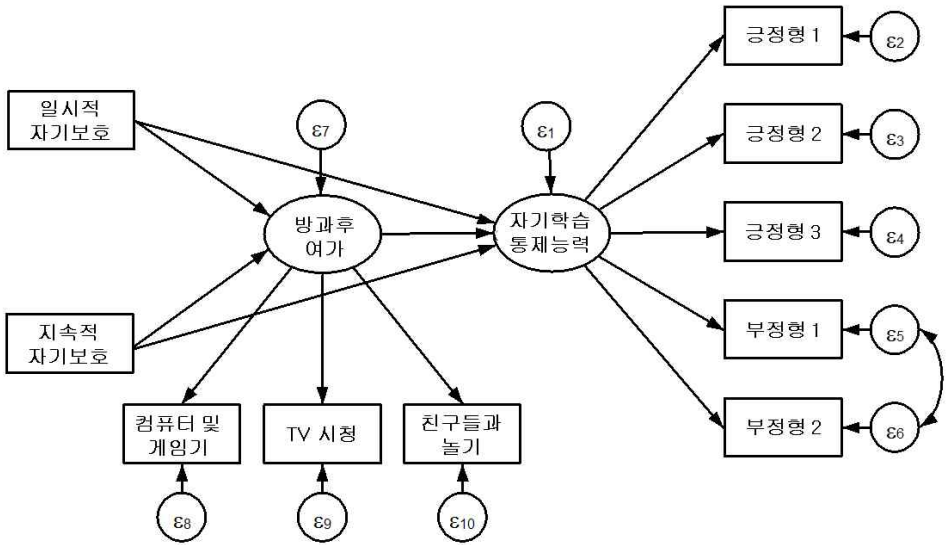


[그림 1] GPS를 활용한 IPTW 교정 전후 주당 어머니 노동시간 집단별 분포의 변화

4) 3개 이상의 집단에 관한 Imbens(2000)의 일반화 경향점수 분석이 Rosenbaum and Rubin(1983)의 2개 집단에 관한 경향점수 분석과 다른 점은 그것이 약한 비혼동성 가정(weak unconfoundedness)에 기반한다는 점이다. Rosenbaum and Rubin(1983)의 강한 비혼동성 가정을 3개 이상 집단에도 적용한다면 3개 집단 전체에 피험자가 랜덤 할당이 되어야 하지만, 약한 비혼동성 가정은 3개 집단들끼리의 쌍대응(pairwise) 랜덤 할당만을 가정한다(Imbens, 2000).

본 연구에서는 성인보호-지속적 자기보호, 일시적 자기보호-지속적 자기보호, 성인보호-일시적 자기보호 3개의 쌍을 비교하는 0, 1로 코딩된 더미변수들을 구성하고, 이 변수들로 사전 처치 (pre-treatment) 변수들을 예측하는 단순 회귀 모형을 통해 집단 간 사전 처치 변수들의 평균 차이가 IPTW 교정 전후 어떻게 변화하는지 확인하였다. 부록의 <별표 1>을 보면 IPTW로 교정하기 이전인 통상회귀제곱(OLS) 모형에서는 사전 처치 변수들이 집단 간 상당한 정도의 평균 차이를 보이지만, IPTW를 적용한 가중회귀제곱(WLS) 모형에서는 그 차이가 모두 사라지는 것으로 나타난다. 방과 후 아동보호 형태에 가장 큰 영향을 미칠 것으로 생각되는 주당 어머니 노동 시간의 분포를 대표적인 예시로 살펴보면 [그림 1]과 같이 IPTW 교정 전후 커널 밀도함수 추정치의 분포가 변화하는 것을 볼 수 있다. 따라서 본 연구에서는 GPS를 활용한 IPTW가 약한 비혼동성 가정(weak unconfoundedness)을 훌륭하게 만족시키는 것으로 판단하였다.

이렇게 IPTW로 교정한 표본을 대상으로 [그림 2]과 같은 구조방정식 모형을 적용해볼 수 있다.



[그림 2] 방과후 자기보호와 자기학습 통제능력의 구조적 관계 모형

위 모형은 방과 후 자기보호 더미변수가 자기학습 통제능력에 미치는 효과를 컴퓨터 게임·TV 시청·친구와 놀기 등 방과 후 여가 요인이 매개하는 모형이다. 외생변수인 방과 후 자기보호 더미변수는 성인보호 집단을 준거집단으로 하기 때문에 일시적 자기보호 변수와 지속적 자기보호 변수는 각각 성인보호 집단과의 비교를 통해 효과가 정의된다. 이 구조방정식 모형에는 앞서 정의한 일반화회향점수의 역확률가중치가 적용되었기 때문에 일시적·지속적 자기보호 더미변수들은 선택편의가 제거된 외생성(exogeneity)을 갖는다고 가정된다. 따라서 이러한 가정을 토대로

초등학교 4학년 학생들의 방과 후 자기보호 여부가 자기학습 통제능력에 미치는 영향이 인과효과인지, 그 인과효과가 방과 후 여가 시간에 의해 매개되는지 분석할 수 있다.

이에 더해 만약 매개효과가 존재한다면 성별에 따라 그 효과가 다르게 나타나는지 분석하기 위해 성별에 따른 다집단 구조방정식 모형을 적용하였다. 요인 부하량·측정 절편·구조 계수·구조 평균·구조 공분산·구조 잔차·측정 잔차의 순서대로 성별 집단 간 해당 모수의 동등성 제약을 추가해 가면서 값이 유의하게 증가하는지 살펴보았다. 만약 모수 동등성 제약을 추가했을 때 값이 유의하게 증가한다면 성별 집단 간 동등성은 성립하지 않는다고 볼 수 있다. 이러한 원리에 따라 측정모형의 동등성이 성립하는지 살펴본 뒤 구조계수를 자유 모수 추정하여 성별 집단 간 매개효과의 차이를 살펴보았다.

결과변수는 자기학습 통제에 관한 3개의 긍정형 문항과 더불어 역코딩한 2개의 부정형 문항을 자기학습 통제능력이라는 하나의 요인에 부하시켰다. 탐색적 요인분석 결과 긍정형·부정형 두 개의 요인이 별도로 추출되는 현상이 발생하였으나, 본 연구에서는 이를 별도의 이론적 의미를 가지는 심리 구인으로 보지 않고 부정형 문항에 존재하는 방법 효과(method effect)로 인한 측정학적 문제라고 보았다. 이에 따라 최근의 연구 결과(홍세희·노언경·정송, 2011)에서 방법 효과를 가장 효과적으로 통제하는 방법으로 나타난 부정형 문항의 오차 공분산 설정을 통해 이 문제를 해결하고자 하였다. 일련의 구조방정식 모형 분석은 Stata 12.0에서 제공하는 sem 모듈로 수행하였으며 pweight 옵션을 통해 역확률 가중치를 적용하였다.

## IV. 연구 결과

### 1. 방과 후 자기보호 선택과정 연관 요인

<표 6>은 방과 후 자기보호 선택 모형에 관한 다항 로지스틱 회귀분석의 결과다. ① 가정의 사회경제적 배경, ② 가족 내 보호자 가용성, ③ 방과 후 대안적 보호형태 선택, ④ 지역특성 네 개의 변수군을 단계적으로 투입하면서 추정치의 변화를 살펴보았다. 각 모형 첫 번째 열의 추정치는 예측변수가 1단위만큼 증가할 때 ‘성인보호 확률 대비 지속적 자기보호 확률’인 상대적 위험도(relative risk)가 몇 배가 증가하는가를 의미하는 상대적 위험비(relative risk ratio)다. 두 번째 열은 ‘일시적 자기보호 확률 대비 지속적 자기보호 확률’의 상대적 위험비다. 따라서 이 모형들은 기본적으로 예측변수들과 ‘지속적 자기보호’ 확률 간의 연관(association)을 추정하는 모형이라고 할 수 있다.

먼저 모형 1의 결과를 살펴보면 연간 소득은 지속적 자기보호 여부와 관련이 없는 것으로 나

타난다. 그러나 부모학력은 성인보호 대비 지속적 자기보호일 상대적 위험도와 통계적으로 유의한 정적 연관을 보이고 있다. 소득 수준이 동일해도 부모학력이 높으면 지속적 자기보호보다는 성인보호를 선택할 가능성이 높다는 결과다. 한편 가정배경을 나타내는 또 하나의 관심 변수로서 편모 가정 여부는 지속적 자기보호 선택 여부와 강한 연관을 보였다. 편모 가정이면 소득 수준과 학력이 동일한 수준이더라도 성인보호 집단과 비교했을 때는 물론, 일시적 자기보호 집단과 비교했을 때에도 지속적 자기보호 집단에 속할 확률이 더 높았다.

모형 2의 결과는 방과 후 자기보호에 대한 보호자 가용성(availability of caregiver)의 결정적인 영향력을 보여준다. 어머니의 주당 근로시간이 1% 증가하면 성인보호일 확률 대비 지속적 자기보호일 확률의 상대적 위험비는 2배 가량 증가한다. 모든 변수를 투입한 완전모형과 거기서 어머니 근로시간 변수만 제거한 제약모형의 LR  $\chi^2$  비율 혹은 두 모형의 pseudo- $R^2$  차이값을 계산해보면 어머니 근로시간 단독 변수의 설명량이 약 71%에 이른다는 점을 알 수 있다. 사실상 방과 후에 아동이 지속적 자기보호 상태에 처하는가 그렇지 않은가 여부는 거의 대부분 어머니의 근로시간에 의해 결정된다고 볼 수 있다. 모형 1에서 유의한 연관을 보였던 편모 가정 여부나 부모 학력도 어머니 근로시간이 추가되면 그 유의성을 잃는다. 두 변수가 대부분 어머니의 근로시간이라는 경로를 통해서 방과 후 자기보호 여부와 연관을 맺고 있기 때문인 것으로 보인다.

조부모 동거 여부는 어머니 근로시간에 이어 모형 내에서 두 번째로 큰 영향력을 가지는 변수로 나타난다. <표 6>의 최우측에 있는 LR test 열에 제시된 값은 전체 모형에서 해당 변수의 회귀계수만을 0으로 제약을 가했을 때 모형 불일치를 의미하는  $\chi^2$  값이 얼마나 증가하느냐를 나타낸다. 따라서 이 값이 클수록 변수의 영향력이 크다는 점을 간접적으로 나타내 준다고 볼 수 있는데 조부모 동거 여부는 어머니 근로시간 다음으로 이 값이 크다. 조부모가 함께 살면 성인보호 확률 대비 지속적 자기보호 확률의 상대적 위험도는 1/10 수준으로 감소한다.

흥미로운 것은 순위 여성형제 수가 지속적 자기보호 여부와 가지는 유의한 정적 연관이다. 이론적으로 살펴본 바와 같이 부모의 대리보호로서 형제자매 보호(sibling care)가 본 연구에서 자기보호(self-care)의 범주에 포함되기 때문에 보호자로서 여성형제 수의 증가는 지속적 자기보호 확률을 감소시키는 것이 아니라 증가시킨다. 순위 여성형제가 1명 증가할수록 성인보호 확률 대비 지속적 자기보호 확률의 상대적 위험도는 1.7배 정도 증가하고, 일시적 자기보호 확률 대비 지속적 자기보호 확률의 상대적 위험도는 1.5배 정도 증가한다. 둘 다 통계적으로 유의하며 LR  $\chi^2$ 의 증감으로 판단할 때도 모형 내에서 세 번째 정도 크기의 강한 연관성을 보인다. 이에 반해 순위 남성 형제 수는 성인보호 대비 지속적 자기보호에서나 약한 상관을 가질 뿐이다. 형제자매 보호가 지속적 자기보호와 갖는 연관성은 순위 형제의 성별에 따라 달라진다는 결과다.

<표 6> 방과 후 자기보호 선택과정에 관한 다항 로지스틱 회귀분석 결과

	모형 1		모형 2		모형 3		모형 4		LR test <sup>a</sup>
	High /Mod	High /Low	High /Mod	High /Low	High /Mod	High /Low	High /Mod	High /Low	
constant	1.027 (0.06)	.429** (-2.44)	.507 (-1.12)	.113*** (-4.68)	.510 (-0.94)	.252* (-2.42)	.821 (-0.25)	.527 (-1.03)	
연간 소득	1.053 (1.01)	.995 (-0.15)	1.055 (0.83)	.930 (-1.51)	1.059 (0.89)	.946 (-1.15)	1.059 (0.89)	.942 (-1.24)	5.42 <sup>†</sup>
부모 학력	.899 (-1.30)	.824*** (-3.16)	.914 (-1.02)	.838* (-2.46)	.917 (-0.97)	.851* (-2.22)	.917 (-0.98)	.845* (-2.31)	5.62 <sup>†</sup>
편모 가정	2.398*** (2.69)	2.229*** (3.80)	2.162* (2.32)	1.432 (1.48)	2.115* (2.25)	1.321 (1.14)	2.013* (2.09)	1.225 (0.82)	4.75 <sup>†</sup>
어머니 근로시간			1.134 <sup>†</sup> (2.17)	1.876*** (13.95)	1.140* (2.26)	1.896*** (14.08)	1.142* (2.29)	1.907*** (14.17)	404.38***
조부모 동거			.375* (-2.32)	.108*** (-6.29)	.368* (-2.36)	.101*** (-6.45)	.373* (-2.33)	.104*** (-6.35)	82.76***
손위 남성형제 수			1.312 <sup>†</sup> (1.75)	1.355* (2.46)	1.289 (1.62)	1.265 <sup>†</sup> (1.87)	1.292 (1.63)	1.256 <sup>†</sup> (1.79)	3.76
손위 여성형제 수			1.527*** (3.33)	1.717*** (5.32)	1.515** (3.27)	1.677*** (5.04)	1.514** (3.25)	1.681*** (5.02)	25.60***
원거리 감독 전락					1.025 (0.20)	.806* (-2.07)	1.077 (0.57)	.870 (-1.28)	4.12
학원 시간					.800 (-1.59)	.620*** (-4.19)	.794 (-1.64)	.598*** (-4.46)	23.03***
방과후학교 시간					.788 (-0.61)	1.077 (0.22)	.757 (-0.71)	1.037 (0.11)	0.91
중소도시							.931 (-0.43)	1.058 (0.42)	0.85
읍·면지역							.865 (-0.44)	.546* (-2.29)	6.90*
지역사회 밀착도							.824 (-1.48)	.746** (-2.71)	7.36*
N	2,215		2,215		2,215		2,215		
LR $\chi^2$	30.870***		528.8***		559.1***		576.9***		
Pseudo- $R^2$	0.008		0.144		0.153		0.157		

Note : Low-성인보호 집단, Mod-일시적 자기보호 집단, High-지속적 자기보호 집단

a.  $df=2$ 인 likelihood-ratio test. 'H0: 해당 독립변수의 모든 회귀계수가 0'에 대한 가설검증.

\*\*\* $p \leq .001$ , \*\* $.001 < p \leq .01$ , \* $.01 < p \leq .05$ , <sup>†</sup> $.05 < p \leq .10$  (괄호 안은 z-value)

모형 3에서 지속적 자기보호 여부와 유의한 연관을 보이는 것은 학원 시간이다. 가정배경이나 보호자의 가용성이 동일한 수준일 때도 부모가 학생을 방과 후 학원에 보내는 시간이 주당 10시

간 증가하면 성인보호 확률 대비 지속적 자기보호 확률의 상대적 위험도는 60% 정도로 감소한다. 반면 방과후학교 시간은 지속적 자기보호 선택 여부와 연관성을 보이지 않는다. 원거리 감독 전략도 방과 후 지속적 자기보호 선택 여부와 비교적 무관하다. 이는 방과 후 지속적 자기보호를 회피하기 위한 대안적 양육 형태로서 학원이 학부모들에게 주요하게 고려되고 있음을 시사한다.

모형 4의 결과에 따르면 가정의 사회경제적 배경·보호자 가용성·대안적인 방과 후 양육형태 선택 모두 동일한 수준일 때도, 대도시와 비교했을 때 읍·면 지역이 지속적 자기보호보다는 성인 보호를 선택할 가능성이 높은 것으로 나타난다. 또한 지역 규모가 통제되었을 때도 학생의 지역 사회 밀착도가 증가할수록 성인보호 대비 지속적 자기보호에 처할 상대적 위험도는 75% 수준으로 유의하게 감소한다. 이론적으로 살펴본 바와 같이, 이는 친인척이나 이웃 등 가족을 제외한 지역 사회 보호자의 가용성이 갖는 영향력으로 해석할 수 있다.

결과적으로 LR  $\chi^2$ 나 pseudo- $R^2$ 의 증감을 통해 변수군의 영향력의 크기를 판단하면, 어머니 근로시간·조부모 동거 여부·손위 여성형제 수를 포함하는 보호자 가용성이 전체 모형의 설명량에서 차지하는 크기가 약 86.5%에 달해 지속적 자기보호 선택을 예측하는 가장 주요한 요인인 것으로 보인다. 보호자 가용성이 고려되면 가정의 사회경제적 배경이나 방과 후 대안적인 양육 형태 선택, 지역 특성 등이 자기보호와 갖는 직접적인 연관성은 상대적으로 약해진다.

## 2. 방과 후 자기보호의 자기학습 통제능력에 대한 영향

### 1) IPTW 적용 모형과 비적용 모형 분석 결과 비교

<표 7>은 [그림 2]에서 제시한 구조방정식 모형을 분석한 결과다. IPTW를 적용한 모형과 적용하지 않은 모형의 구조계수를 각각 직접효과·간접효과·총효과로 나누어 제시하였다<sup>5)</sup>.

먼저 이 모형은 적합도가 매우 좋은 것으로 나타난다. RMSEA(Root Mean Square Error for Approximation)는 .05이하이면 매우 좋은 적합도로 해석하고 TLI(Tucker-Lewis Index)는 일반적으로 .90이상일 때 좋은 적합도라고 평가하는데 본 연구의 실증 모형의 적합도는 RMSEA=.026, TLI=.977로 자료를 매우 잘 설명하는 것으로 나타난다.

IPTW 가중치를 적용하지 않은 모형 1의 분석 결과는 전형적인 완전 매개(full mediation) 모형의 결과를 보여준다. 매개변수인 방과 후 여가가 추가되었을 때 일시적·지속적 자기보호가 자기학습 통제능력에 미치는 직접효과의 유의성이 사라지기 때문이다. 이는 일시적·지속적 자기보호 여부는 오직 방과 후 여가를 통해서만 자기학습 통제능력에 영향을 미친다는 것을 의미한다.

5) 요인부하량과 측정오차 공분산, 표준화계수는 분량 관계상 실지 않았으나 독자의 요청 시 제공될 수 있다.

어떤 학생이 일시적·지속적 자기보호 집단에 속하면 성인보호 집단에 비해 컴퓨터 게임·TV 시청·친구와 놀기 등으로 시간을 보내는 방과 후 여가의 정도가 증가하고 이는 다시 자기학습 통제능력을 감소시키는 것으로 해석할 수 있다.

그러나 IPTW를 적용하지 않은 모형 1의 결과는 앞서 방과 후 자기보호 선택과정 모형에서 살펴본 집단 간 체계적인 차이가 고려되지 않은 것이므로 일정한 선택 편의를 반영하는 것이라는 점에 주의해야 한다. 따라서 앞서 설명한 IPTW 방법을 통해 방과 후 아동보호 형태별 사전 처치 변수들의 균형을 맞춰준 경우, 모형 2의 결과에서 보듯이 일시적·지속적 자기보호 여부가 방과 후 여가에 미치는 효과의 유의성이 사라진다. 그 결과 일시적·지속적 자기보호 여부가 자기학습 통제능력에 미치는 총 효과와 간접효과 또한 그 유의성을 잃게 된다. 모형 2의 결과에 따르면 방과 후 자기보호 여부와 자기학습 통제능력 사이에는 통계적으로 유의한 연관성이 없다. 모형 1에서 유의했던 효과를 잃어버리는 모형 2의 결과는 구조방정식 모형에 투입된 외생 변수가 외생성 가정을 충족하지 못할 경우 선택 편의로 인해 잘못된 결론을 유도할 수 있다는 점을 보여주고 있다.

<표 7> GPS를 활용한 IPTW 적용 여부에 따른 구조 계수의 변화 (괄호 안은 표준오차)

	모형 1: IPTW 적용 안한 모형 (N=2,215)			모형 2: IPTW 적용한 모형 (N=2,215)		
	직접효과	간접효과	총효과	직접효과	간접효과	총효과
일시적 자기보호 → 방과후 여가	.146*** (.041)	0	.146*** (.041)	.077 (.052)	0	.077 (.052)
지속적 자기보호 → 방과후 여가	.206*** (.037)	0	.206*** (.037)	.083 (.057)	0	.083 (.057)
방과후 여가 → 자기학습 통제능력	-.473*** (.054)	0	-.473*** (.054)	-.526*** (.106)	0	-.526*** (.106)
일시적 자기보호 → 자기학습 통제능력	.007 (.037)	-.069** (.020)	-.062 <sup>†</sup> (.036)	.046 (.043)	-.041 (.028)	.006 (.043)
지속적 자기보호 → 자기학습 통제능력	-.012 (.034)	-.097*** (.020)	-.109** (.033)	-.016 (.045)	-.043 (.030)	-.060 (.051)

Note : 모형적합도  $\chi^2(df)=76.981^{***}(30)$ , TLI=.977, RMSEA=.026

\*\*\* $p \leq .001$ , \*\* $.001 < p \leq .01$ , \* $.01 < p \leq .05$ , <sup>†</sup> $.05 < p \leq .10$

## 2) 성별 다집단 분석 결과

<표 7>의 모형 2의 결과에 따라 방과 후 자기보호 여부와 자기학습 통제능력이 관계가 없다고 결론을 내리기 전에 신중히 검토해야 할 점은, 자기보호 효과의 비유의성이 혹시 서로 이질적

인 행태를 보이는 두 집단을 합쳐서 분석하여 나타나는 결과는 아닌가 하는 점이다. 이론적으로 살펴본 바와 같이 자기학습 통제능력은 성별에 따라 상당히 다른 행태를 보일 가능성이 크므로 방과 후 자기보호 여부와의 관계를 분석하는 데에 있어서도 성별 집단을 나누어 보아야 한다.

<표 8>은 성별 다집단 분석을 하기 위해 측정 모형 및 구조 모형의 동등성을 차이값 검정을 통해 분석한 표다. 다집단 분석에서 측정모형의 동등성을 확인하는 절차에 대한 자세한 설명은 Hong et al.(2003)을 참고하면 된다. <표 8>의 결과를 간략히 요약하면 요인구조 동등성과 요인 부하량 동등성이 만족되어 남녀 학생 두 집단은 동일한 의미의 잠재변수를 동일한 방식으로 측정하고 있다고 결론내릴 수 있다. 한편 측정 절편 모수는 두 집단 간 같다는 제약을 가하면 불일 치도가 현저히 증가하여 측정 절편 동등성을 가정하기는 어렵다. 그러나 본 연구가 두 집단 간 잠재변수 간의 평균 차이를 검증하려는 것이 아니고 측정절편 동등성 제약을 가해도 RMSEA .043, TLI .936으로 양호한 적합도 지수를 보이기 때문에 측정 절편 동등성을 가정해도 문제가 없다고 보았다. 이에 따라 요인부하량과 측정 절편의 동일화 제약을 가한 뒤, <표 8>에서 집단 간 서로 다르다고 검정이 된 구조 계수를 자유 모수로 추정하여 성별 집단 간 매개효과의 차이를 살펴보았다.

<표 8> 성별 집단 간 측정 및 구조 모형 동등성에 대한  $\chi^2$  차이 검정

모형	$\chi^2$	df	TLI	RMSEA	$\Delta\chi^2$	$\Delta df$
1. 요인 구조 동등성 모형	102.23**	60	.979	.024		
2. 요인 부하량 동등성 모형	112.56***	66	.979	.024	10.33	6
3. 측정 절편 동등성 모형	234.62***	74	.936	.043	122.06***	8
4. 구조 계수 동등성 모형	280.09***	79	.925	.046	45.47***	5
5. 구조 평균 동등성 모형	280.09***	79	.925	.046	0	0
6. 구조 공분산 동등성 모형	287.33***	81	.925	.046	7.24*	2
7. 구조 잔차 동등성 모형	287.33***	81	.925	.046	0	0
8. 측정 잔차 동등성 모형	479.84***	90	.864	.060	192.52***	9

\*\* $p \leq .001$ , \*\* $.001 < p \leq .01$ , \* $.01 < p \leq .05$ , † $.05 < p \leq .10$

<표 9>는 IPTW를 적용해 분석한 <표 7>의 모형 2를 요인부하량과 측정절편 동등성 제약을 가한 뒤 성별 집단을 나누어 분석한 결과다. 남녀 학생을 구분하여 모형을 적합시킬 경우, 남학생은 지속적 자기보호 집단에 속하면 성인보호 집단에 비해 방과 후 여가가 증가하지만 반대로 여학생은 방과 후 여가가 오히려 감소한다. 이는 남녀 각각 유의수준 5%, 1%에서 통계적으로 유의미한 결과다. <표 7>의 모형 2에서 자기보호 여부가 방과 후 여가나 자기학습 통제능력에 영향을



미치지 못한 것은, 지속적 자기보호가 방과 후 여가에 미치는 효과가 양(+)의 방향인 남자 집단과 음(-)의 방향인 여자 집단을 함께 분석하여 그 효과가 상쇄되었기 때문인 것으로 보인다.

지속적 자기보호 여부가 방과 후 여가를 거쳐 자기학습 통제능력에 미치는 매개효과 추정치는 남학생 -.148, 여학생 .041다. 이들은 각각 유의수준 5%, 1%에서 통계적으로 유의하다. 남학생은 지속적 자기보호 상황에 처하게 되면 성인 보호 상황일 때에 비해 방과 후 여가가 증가하여 자기학습 통제능력이 유의하게 감소하는 반면, 여학생은 반대로 방과 후 여가가 감소하여 자기학습 통제능력이 유의하게 증가한다. 효과의 크기는 남학생이 여학생의 3.6배 정도로 더 큰데 이는 지속적 자기보호의 남학생에 대한 부정적 효과가 여학생에 대한 긍정적 효과보다 더 크다는 점을 시사한다. 두 집단 모두 지속적 자기보호 여부가 자기학습 통제능력으로 가는 직접적인 경로는 유의하지 않은 것으로 나타나 상기한 매개효과가 완전 매개효과임을 보여주고 있다. Mackinnon(2008)에 따르면 <표 9>의 분석처럼 총 효과와 직접 효과가 유의하지 않고 간접효과만 유의한 경우도 매개효과로 볼 수 있다.

<표 9> IPTW를 적용한 성별 다집단 분석에서 직·간접효과 분해

	남학생 (N=1,141)			여학생 (N=1,074)		
	직접효과	간접효과	총효과	직접효과	간접효과	총효과
일시적 자기보호 → 방과후 여가	.164 (.116)	0	.164 (.116)	.035 (.028)	0	.035 (.028)
지속적 자기보호 → 방과후 여가	.282* (.123)	0	.282* (.123)	-.092** (.031)	0	-.092** (.031)
방과후 여가 → 자기학습 통제능력	-.523** (.185)	0	-.523** (.185)	-.445*** (.082)	0	-.445*** (.082)
일시적 자기보호 → 자기학습 통제능력	.068 (.089)	-.085 (.064)	-.018 (.092)	.032 (.024)	-.015 (.013)	.016 (.024)
지속적 자기보호 → 자기학습 통제능력	-.010 (.105)	-.148* (.072)	-.157 (.109)	-.005 (.024)	.041** (.014)	.036 (.024)

Note : 요인부하량 및 측정 절편의 동등성을 가정한 모형

모형적합도  $\chi^2(df)=234.62^{***}(74)$ , TLI=.936, RMSEA=.043

\*\*\*p<.001, \*\*p<.01, \*p<.05, †.05<p<.10

## V. 논의 및 결론

이 연구는 방과 후 성인의 보호없이 집에 혼자 있거나 형제·자매와 함께 있는 자기보호(self-care) 상황이 초등학교 4학년 학생들의 자기학습 통제능력에 미치는 영향을 분석하였다. 연구문제에 대한 대답을 정리하면 다음과 같다.

첫째, 초등학교 4학년 학생들의 방과 후 자기보호 여부와 가장 강한 연관성을 보이는 것은 어머니 노동 시간·조부모 동거 여부·손위 여성형제 수와 같은 '가족 내 보호자의 가용성(availability of caregiver)'이었다. 다항 로지스틱 모형 분석 결과 가족 내 보호자의 가용성은 전체 선택 모형 설명량의 약 86.5%, 그 중에서도 어머니의 노동시간 변수는 단독으로 약 71%를 차지하였다. 본 연구에서 적용한 모형이 자기보호 선택을 예측하는 핵심 변수를 누락하지 않았다는 가정을 수용한다면, 이러한 결과는 방과 후 자기보호 여부가 사실상 어머니의 맞벌이와 그로 인해 생긴 보호 공백을 대신할 가족 내 다른 구성원의 존재 여하에 의해 대부분 결정된다는 것을 의미한다. 한편 자기보호 여부는 연간 소득에 따른 차이는 없으나 부모 학력이 낮을수록, 편모 가정일수록 자기보호 집단에 속할 가능성이 높았다. 이에 더해 가족 밖의 대리 보호로서 학원 서비스를 이용하거나 지역 사회 친인척 및 이웃 성인이 돌봐줄 가능성이 높다면 지속적 자기보호 수준은 유의하게 낮아지는 것으로 나타난다.

둘째, 방과 후 자기보호→방과 후 여가→자기학습 통제능력으로 연결되는 매개모형은 성별에 따라 상반되는 완전매개(full mediation) 효과를 보였다. 남학생의 경우 지속적 자기보호는 성인 보호 상황보다 방과 후 여가 시간을 증가시켜 자기학습 통제능력을 감소시키나, 여학생의 경우 오히려 여가 시간을 감소시키고 자기학습 통제능력을 증가시킨다. 효과크기는 남학생이 여학생의 3.6배 정도로 더 커서 지속적 자기보호의 남학생에 대한 부정적 효과가 여학생에 대한 긍정적 효과보다 더 크다는 점을 보여준다. 이러한 결과는 맞벌이로 인한 방과 후 자기보호가 여자 초등학생에게는 자율성과 독립심을 증진시키는 '발달 촉진의 계기(developmental push)'가 될 수 있는 반면, 남자 초등학생에게는 자기학습 통제능력의 감소라는 '교육적 기회비용(educational opportunity cost)'을 유발한다는 점을 보여주고 있다.

방과 후 자기보호 선택 모형에서 가족 내 보호자의 가용성이 가지는 지배적인 영향력은 우리 사회의 방과 후 아동보호가 아직 가정 스스로 해결해야 할 문제이며 사회적인 돌봄의 지원을 많이 받지 못하고 있다는 점을 보여준다. 특히 자기보호 정도와 방과후학교 참여 시간은 무관한 데 반해 학원에 다니는 시간이 강한 연관성을 보이는 것은 가정 내 보호자가 가용하지 않을 경우 맞벌이하는 부모가 사적으로 서비스를 구매하여 방과 후 보호 문제를 해결하고 있다는 방증이다. 전체 결과를 종합했을 때, 이웃 간의 밀착도가 낮은 대도시에 살고 학력이 낮은 어머니를 둔 편모 가정의 자녀가 가족 내에서 구성원으로부터 지원을 받지 못하고 학원 서비스를 구매할

여력도 없는 경우, 방과 후 보호의 취약지대에 노출될 가능성이 가장 높다. 이들을 정책 대상 집단(target group)으로 사회적 돌봄 서비스를 우선적으로 지원해나가는 것이 필요하다. 현재 시행되고 있는 방과후학교나 초등돌봄교실의 보호 기능과 대상 범위를 실효성 있는 수준까지 강화시켜 나가야 한다.

또한 본 연구의 결과는 방과 후 자기보호로 인한 문제가 계층적인 성격을 넘어서 사회 전반에 걸친 자녀 세대 양육 문제로까지 확장될 수 있는 광범성이 있다는 점을 보여준다. 방과 후에 성인의 보호없이 아동을 방치하는 것은 반드시 교육 수준이 낮은 저소득층에서만 발생하는 것이 아니다. 소득이나 학력이 높아도 어머니가 직장을 다니거나, 부모가 이혼한 편모 가정이거나, 가족 내에 부모가 아니면 돌보아 줄 다른 성인이 없는 경우에도 빈번히 발생한다. 계층적 요소를 배제한다고 해도 이러한 일들은 여성 취업률의 증가도시 핵가족화·이혼률의 증가와 같은 산업 사회의 구조적 변화 경향성으로 인해 중산층 이상의 가정에서도 광범위하게 문제가 될 수 있다. 따라서 방과 후 자기보호에 대한 정책적 접근은, 계층적 성격을 반영하는 교육복지의 맥락을 우선 고려해야 하는 것은 당연하지만, 그보다 더욱 넓은 중산층 이상의 집단까지 문제가 될 수 있음을 고려하여 방과후학교와 같이 모든 학부모가 선택할 수 있는 공적 영역의 자원을 확충하는 방향으로 전개되어야 한다.

다음으로 방과 후 자기보호라는 상황은 학생의 성별에 따라 상당히 이질적인 성격을 갖는다는 연구 결과에 주목할 필요가 있다. 남학생이 지속적인 자기보호 상황에 처하면 컴퓨터 게임·TV 시청·친구와 놀기와 같은 유혹에 굴복할 가능성이 높고 이것이 자기학습 통제능력에 미치는 부정적 효과가 여학생의 긍정적 효과를 압도한다는 결과는 남자 초등학생이 더욱 '요보호·요감독 집단'이라는 점을 나타내준다. 반면 주어진 가족 구조와 방과 후 상황에 대해 여학생은 학습 심리적인 측면에서 자기통제적·탄력적으로 적응하는 것으로 보인다. 이는 순위 여성형제(누나/언니)의 존재가 자기보호 여부와 강한 연관을 맺고 있는 본 연구의 결과처럼, 여학생들이 좀 더 크면 동생의 대리보호 기능까지 훌륭히 수행할 것으로 기대된다는 점에서도 알 수 있다. 그러나 우울·불안과 같은 정서적 문제나 2008년 안양 어린이 유괴살인 사건과 같은 아동 성범죄에의 노출 등 안전 이슈는 여학생의 자기학습 통제능력이라는 측면과는 별개로 문제가 되는 부분이다. 그러한 측면이 여학생에게 더욱 큰 영향을 미칠 수 있기 때문에 향후 방과 후 자기보호가 영향을 미치는 초등학생 삶의 여러 측면에 대한 연구를 지속적으로 축적하고 종합해나갈 필요가 있다.

## 참고문헌

- 공유경·김희화 (2006). 아동의 방과 후 자기보호와 문제행동과의 관계에서 어머니 지지 및 지역 사회 환경의 중재효과. **한국아동학회지**, 27(2), 153-165.
- 김경년 (2010). 한부모가족 자녀의 인터넷과 TV 이용이 학업성취와 또래관계에 미치는 영향. **교육사회학연구**, 20(4), 27-54.
- 김명숙·정영숙 (1997). 방과후 자기보호와 성인보호 아동의 적응. **한국영유아보육학**, 9, 183-196.
- 보건복지가족부 (2009). **한국 아동·청소년 종합 실태조사**. 서울: 서울대학교 산학협력단.
- 여성가족부 (2011. 9. 23.). 홀로 남아 보호가 필요한 아동(나홀로 아동) 안전현황조사 결과 보도 자료. 여성가족부 홈페이지 <http://www.mogef.go.kr>에서 2012. 4. 25. 인출.
- 오마이뉴스 (2008. 3. 21.). 퇴근하기 전까지 우리아이 어찌나요? <http://www.ohmynews.com> 에서 2012. 4. 25. 인출
- 이재연·강성희 (1992). 방과후 성인의 보호없이 지내는 아동의 자기보호에 대한 준비도. **속명여대 논문집**, 33, 313-323.
- 조화진·최바울·서영석 (2010). 초기 청소년기 자기통제 변화에 관한 중단연구: 부모애착, 교사애착, 자기존중감과의 관계. **한국심리학회지: 발달**, 23(4), 33-53.
- 최정미·오선영 (2003). 초등학교 저학년의 방과후 보호형태에 따른 생활실태 및 심리적 복지에 관한 연구. **한국가정교육학회지**, 16(2), 85-97.
- 통계청 (2011. 12. 13.). 맞벌이가구 및 경력단절여성 통계 집계 결과 보도자료. <http://kostat.go.kr>에서 2012. 4. 1. 인출.
- 홍세희·노언경·정송 (2011). 부정문항이 포함된 검사의 요인구조: 자아존중감 검사의 예. **교육평가연구**, 24(3), 713-732.
- Becker, G. S. (1981). *A treatise on the family*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Belle, D. (1999). *The after-school lives of children: alone and with others while parents work*. Mahwah, NJ: Erlbaum.
- Blackwell, B. S., and A. R. Piquero (2005). On the relationships between gender, power control, and crime. *Journal of Criminal Justice*, 33, 1-17.
- Brandon, P. D. (1999). Determinants of self-care arrangements among school-age children. *Children and Youth Services Review*, 21, 497-520.
- Cain, V. and S. Hofferth (1989). Parental choice of self-care for school-age children. *Journal of Marriage and the Family*, 51, 65-77.

- Casper, L. M. and K. E. Smith (2004). Self-care: Why do parents leave their children unsupervised?. *Demography*, 41(2), 285-301.
- DeLeire, T. and A. Kalil (2002). Good things come in threes: single-parent multigenerational family structure and adolescent adjustment. *Demography*, 39(2), 393-412.
- Duckworth, A. L. and M. E. P. Seligman (2005). Self-discipline outdoes IQ predicting academic performance in adolescents. *Psychological Science*, 16, 939-944.
- Duckworth, A. L. and M. E. P. Seligman (2006). Self-discipline gives girls the edge: Gender in self-discipline, grades, and achievement test scores, *Journal of Educational Psychology*, 98(1), 198-208.
- Fishbach, A., Friedman, R. S., and Kruglanski, A. W. (2003). Leading us not into temptation: Momentary allurements elicit overriding goal activation. *Journal of Personality and Social Psychology*, 84, 296-309.
- Gibson, C. L., J. T. Ward, J. P. Wright, K. M. Beaver, and M. Delisi (2010). Where does Gender fit in the Measurement of Self-control?. *Criminal Justice and Behavior*, 37, 883-903.
- Gottfredson, M., and T. Hirschi (1990). *A General Theory of Crime*. Palo Alto, CA: Stanford University Press.
- Hong, S., Malik, M., and Lee, M. (2003). Testing configural, metric, scalar, and latent mean invariance across genders in sociotropy and autonomy using non-western sample. *Educational and Psychological Measurement*, 63, 636-654.
- Imbens, G. W. (2000). The role of the propensity score in estimating dose-response functions. *Biometrika*, 87(3), 706-710.
- Keane, C., P. S. Maxim, and J. J. Teevan (1993). Drinking and driving, self-control, and gender: Testing a general theory of crime. *Journal of Research in Crime and Delinquency*, 30, 3-46.
- Kerrebrock, N. and E. M. Lewit (1999). Children in self-care. *The Future of Children*, 151-160.
- Levine Coley, R., and Hoffman, L. W (1996). Relations of parental supervision and monitoring to children's functioning in various contexts: Moderating effects of families and neighborhoods. *Journal of Applied Developmental Psychology*, 17, 51-86.
- Levine Coley, R., Morris, J. E., and Hernandez, D. (2004). Out-of-school care and problem behavior trajectories among low-income adolescents: Individual, family, and neighborhood characteristics as added risk. *Child Development*, 75, 948-965.
- Long, T. J., and Long, L. (1982). Latchkey children. In L. G. Katz(Ed), *Current topics in early childhood education*, 5, 141-164.

- Long, T. J., and Long, L. (1983). *Latchkey children and their parents*. New York: Arbor House.
- Lopoo, L. M. (2011). Maternal Employment and Latchkey Adolescents. *Social Service Review*, 79(4), 602-623.
- Lord, H., and Mahoney, J. L. (2007). Neighborhood crime and self-care: risks for aggression and lower academic performance. *Developmental psychology*, 43(6), 1321-1333.
- Mackinnon, D. (2008). *Introduction to Statistical Mediation Analysis*. New York: Taylor & Francis Group.
- Mahoney, J. L., and Parente, M. E. (2009). Should We Care About Adolescents Who Care for Themselves? What We Have Learned and What We Need to Know About Youth in Self-Care. *Child Development Perspectives*, 3(3), 189-195.
- Magen, E., and Gross, J. J. (2007). Harnessing the need for immediate gratification: Cognitive reconstrual modulates the reward value of temptations. *Emotion*, 7, 415-428.
- Overturf Johnson, J. (2005). *Who's minding the kids? Child care arrangements*. *Current Population Reports*. Washington, DC: U.S. Census Bureau.
- Pettit, G. S., Laird, R. D., Bates, J. E., and Dodge, K. A. (1997). Patterns of afterschool care in middle childhood: Risk factors and developmental outcomes. *Merrill-Palmer Quarterly*, 43, 497-514.
- Posner, J. K. and D. L. Vandell (1999). After School Activities and the Development of Low Income Children: A Longitudinal Study. *Developmental Psychology*, 35, 868-879.
- Riley, D. and J. Steinberg (2004). Four popular stereotypes about children in self-care: Implications for family life educators. *Family Relations*, 53(1), 95-101.
- Rodman, H., and Pratto, D. J. (1987). Child's age and mother's employment in relation to greater use of self-care arrangements for children. *Journal of Marriage and the Family*, 49, 573-578.
- Rosenbaum, P. and Rubin, D. B. (1983). The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika*, 70, 41-55.
- Shulman, S., Kedern, P., Kaplan, K. J., Sever, I., and Braja, M. (1998). Latchkey children: Potential sources of support. *Journal of Community Psychology*, 26, 185-197.
- Shumow, L., T. Smith, and M. C. Smith (2009). Academic and behavioral characteristics of young adolescents in self-care. *The Journal of Early Adolescence*, 29, 233-257.
- Silverman, I. W. (2003). Gender differences in delay of gratification: A meta-analysis. *Sex Roles*, 49, 451-463.
- Steinberg, L. (1986). Latchkey children and susceptibility to peer pressure: An ecological

- analysis. *Developmental Psychology*, 22, 433-439.
- Stroebe, W., E. K. Papies, and H. Aarts (2008). From homeostatic to hedonic theories of eating: Self-regulatory failure in food-rich environments. *Applied Psychology*, 57(1), 172-193.
- Tittle, C. R., D. A. Ward, and H. G. Grasmick (2003). Gender, age, and crime/deviance: A challenge to self-control theory. *Journal of Research in Crime and Delinquency*, 40, 426-453.
- Trope, Y. and A. Fishbach (2000). Counteractive self-control in overcoming temptation. *Journal of Personality and Social Psychology*, 79, 493-506.
- U.S. Census Bureau (2005). Table 3A: Child care arrangements of gradeschoolers 5 to 14 years old living with mother, by employment status of mother and selected characteristics: Spring 2005. Survey of Income and Program Participation. Washington, DC: U.S. Census Bureau.
- Vandivere, S., K. Tout, M. Zaslow, J. Calkins, and J. Capizzano (2003). Unsupervised time: family and child factors associated with self-care. *Occasional Paper No. 71*. Washington, DC: Urban Institute.
- Vandenbergh, V. and S. Robin (2004). Evaluating the effectiveness of private education across countries: A comparison of methods. *Labour Economics*, 11, 487-506.
- Vohs, K. D. and Baumeister, R. E. (2004). Understanding self-regulation. In R. E. Baumeister and K. D. Vohs (Eds.), *Handbook of self-regulation: Research, theory, and applications*, 1-9. New York: The Guilford Press.

\* 논문접수 2012년 7월 30일 / 1차 심사 2012년 8월 14일 / 게재승인 2012년 9월 20일

\* 이준호: 서울대학교 교육학과를 졸업하고 동 대학원 교육학 전공 석사과정에 재학 중이다.

\* E-mail: beauclerc84@gmail.com

\* 박현정: 서울대학교 교육학과를 졸업하고 동 대학원 교육학과에서 석사학위를 취득하였으며 미국 University of Minnesota에서 교육측정 및 통계 전공으로 박사학위(Ph.D)를 취득하였다. 현재 서울대학교 교육학과 교수로 재직 중이며, 주요 저서로는 "교육 · 심리 · 사회연구를 위한 통계방법", "심리측정의 원리" 등이 있다.

\* E-mail: hjp@snu.ac.kr

## Abstract

# The Educational Opportunity Cost of Two-Income : The Impact of Self-care After School on Elementary School Students' Self-control of Learning

Lee, Joon-Ho\*

Park, Hyun-Jeong\*\*

This study investigates the effects of self-care, in which the children are left unsupervised during out-of-school hours, on 10-year-old elementary students' self-control of learning. Using base year data from Korean Children and Youth Panel Survey (KCYPs), we categorized child care arrangements into three groups: adult-care, temporary self-care and continuous self-care, and tested two empirical models: a self-care selection model and a self-care effect model. The results of self-care selection model demonstrate that parental choice of self-care is mostly predicted by the availability of caregivers within family such as mother, grandparents and elder sister. Mother's weekly working hours accounts for almost 71% of explained variance, implying that child care arrangement is almost the matter of maternal work. After controlling for differences informed by the selection model, we tested the effect of self-care on children's self-control of learning and whether the effect varies by gender. We found that high amounts of self-care were linked to reduced self-control of learning for boys but not for girls. Girls rather benefits from continuous self-care by increasing their self-control of learning. This was because after-school leisure time served as a different mediator by gender. While boys are more likely to spend time after school playing computer games, watching TV, and playing with friends in continuous self-care than in adult-care situation, girls significantly do not engage in such a leisure activity in continuous self-care than adult-care setting. This result suggest that self-care can be a 'developmental push' for girls providing them with opportunity improving their autonomy and independence, while it can be an educational 'opportunity cost' which damages boys self-control of learning.

Key words: self-care, self-control of learning, generalized propensity score, inverse probability of treatment weighting

---

\* Graduate Student, Seoul National University

\*\* Associate Professor, Seoul National University



<별표 1> 일반화경향점수를 활용한 역확률가중치 교정 전후 공변량의 pairwise balance 비교

		Low=0, High=1		Mod=0, High=1		Low=0, Mod=1	
		OLS <sup>a</sup>	WLS <sup>b</sup>	OLS <sup>a</sup>	WLS <sup>b</sup>	OLS <sup>a</sup>	WLS <sup>b</sup>
가정배경	연간 소득	-.088 (-1.04)	-.024 (-0.14)	.052 (0.46)	-.176 (-0.65)	-.139 (-1.54)	.152 (0.70)
	부모 학력	-.191*** (-3.66)	-.094 (-1.22)	-.107 (-1.60)	-.087 (-0.90)	-.084 (-1.47)	-.007 (-0.09)
	편모 가정	.055*** (4.48)	.001 (0.10)	.051** (2.65)	.007 (0.39)	.004 (0.31)	-.006 (-0.39)
보호자 가용성	어머니 근로시간	1.758*** (17.13)	-.149 (-0.64)	.263** (2.50)	-.179 (-0.65)	1.495*** (12.94)	.030 (0.18)
	조부모 동거	-.108*** (-5.89)	.054 (0.74)	-.026 (-1.56)	.040 (0.50)	-.082*** (-3.95)	.013 (0.39)
	손위 남성형제 수	.047† (1.92)	-.003 (-0.07)	.073* (2.20)	-.021 (-0.40)	-.026 (-0.97)	.018 (0.48)
	손위 여성형제 수	.149*** (5.88)	-.004 (-0.09)	.091* (2.51)	-.033 (-0.57)	.059† (2.13)	.029 (0.73)
	소재 감독	-.144*** (-4.13)	.047 (0.74)	-.034 (-0.71)	.119 (1.56)	-.110** (-2.91)	-.072 (-1.44)
방과후 교육형태	학원 시간	-.156*** (-4.67)	-.102† (-1.67)	-.118** (-2.68)	-.064 (-0.90)	-.038 (-1.01)	-.038 (-0.90)
	방과후학교 시간	.003 (0.30)	.006 (0.35)	-.005 (-0.31)	.007 (0.35)	.008 (0.70)	-.001 (-0.09)
지역 특성	중소도시	.047† (1.71)	-.054 (-1.00)	-.022 (-0.59)	-.080 (-1.24)	.069* (2.28)	.026 (0.65)
	읍면지역	-.023 (-1.49)	.023 (0.74)	.005 (0.25)	.017 (0.44)	-.027 (-1.63)	.005 (0.19)
	지역사회 밀착도	-.136*** (-4.01)	-.091 (-1.11)	-.085† (-1.84)	-.055 (-0.61)	-.051 (-1.41)	-.036 (-0.80)

Note : Low-성인보호 집단, Mod-일시적 자기보호 집단, High-지속적 자기보호 집단

a. 통상최소제곱(Ordinary Least Squares) 추정. 괄호 안은 t-value.

b. GPS의 역수를 가중치로 한 가중회귀 추정. 분포 상하위 각각 2.5% 제외. 괄호 안은 t-value.

\*\*\*p<.001, \*\*0.001<p≤.01, \*0.01<p≤.05, †.05<p≤.10

