

연구보고 2014-33

한국아동패널 2014 심층분석 연구

최윤경 편

육아정책연구소
Korea Institute of Child Care and Education

차 례

| | |
|--|-----|
| 요약 | 1 |
| I. 서론 | 15 |
| 1. 연구의 필요성 및 목적 | 15 |
| 2. 분석 자료 및 방법 | 16 |
| 3. 연구내용 및 보고서 구성 | 17 |
| II. 방법론적 접근과 적용 | 19 |
| 1. 영유아 행동의 성장곡선 추정에 미치는 측정의 오차 영향: 잠재특성모형 과 관찰점수 모형의 비교(강상진) | 21 |
| 2. 부부 사이의 행위자-상대자 상호의존성 효과와 자녀의 또래 상호작용의 관계검증(홍세희) | 57 |
| 3. 한국아동패널 탈락자 특성 분석(임준범·이예진·김소아) | 77 |
| III. 경제학적 접근과 적용 | 93 |
| 1. 가정환경과 아동에 대한 교육·보육 투자: 연령별 차이와 정부개입에 대 한 반응(김진영) | 95 |
| 2. 자녀에 대한 초기투자의 성별 격차와 엄마의 노동공급(우석진) | 121 |
| IV. 건강·생리학적 접근과 적용 | 141 |
| 1. 출산 전후 산모의 우울과 스트레스가 자녀의 알레르기질환 발생에 미치 는 영향(권지원·홍수중) | 143 |
| V. 영유아기 아동의 성장발달 분석 | 157 |
| 1. 생애초기 돌봄 및 보육·교육 기관 이용이 아동의 성장발달에 미치는 영 향(최윤경·김소아·김신경·송신영) | 159 |
| 2. 보육·교육기관에서의 초기 상호작용 경험이 유아기 발달에 미치는 영 향(배운진) | 197 |
| 3. 영아기 발달 추이 분석(최윤경·임준범) | 223 |
| 4. 부 양육참여와 부모의 양육시간 및 양육스트레스가 유아의 사회·정서발 달에 미치는 영향(김소아·김신경·임준범) | 245 |

| | |
|--|-----|
| VI. 출산 및 취업 영향 요인 | 267 |
| 1. 지역사회 양육환경 인식 특성에 따른 후속출산 영향력 분석 (임준범·이예진·김신경) | 269 |
| 2. 어머니의 개인 심리적 특성과 가정환경자극 질이 후속출산계획에 미치는 영향(이진화·민정원) | 291 |
| 3. 영유아 자녀를 둔 취업모의 취업지속 결정요인에 관한 연구(박진아) | 315 |

표 차례

| | |
|---|----|
| 〈표 II-1- 1〉 활동성 척도(EAS 기질 검사) 기술통계 및 신뢰도 | 27 |
| 〈표 II-1- 2〉 부정적 사회성(정서성) 척도(EAS 기질 검사) 기술통계 및 신뢰도 | 27 |
| 〈표 II-1- 3〉 사회성 척도(EAS 기질 검사) 기술통계 및 신뢰도 | 28 |
| 〈표 II-1- 4〉 문제해결(인지발달, K-ASQ검사) 기술통계 및 신뢰도 | 28 |
| 〈표 II-1- 5〉 의사소통(언어발달, K-ASQ검사) 기술통계 및 신뢰도 | 29 |
| 〈표 II-1- 6〉 개인-사회성(사회·정서 발달, K-ASQ검사) 기술통계 및 신뢰도 | 29 |
| 〈표 II-1- 7〉 잠재변수와 관찰점수를 종속변수로 하는 세 가지 다층성장 모형의 특성 비교 | 40 |
| 〈표 II-1- 8〉 사회성 척도 문항 내용 | 43 |
| 〈표 II-1- 9〉 사회성 척도 개요 | 44 |
| 〈표 II-1-10〉 사회성 척도 기술통계량 | 44 |
| 〈표 II-1-11〉 설명변수 기술통계량 | 44 |
| 〈표 II-1-12〉 사회성 척도와 설명변수의 상관계수 | 45 |
| 〈표 II-1-13〉 관찰점수 기초모형의 고정효과 | 47 |
| 〈표 II-1-14〉 잠재특성 기초모형의 고정효과 | 48 |
| 〈표 II-1-15〉 관찰점수 기초모형의 무선효과 | 48 |
| 〈표 II-1-16〉 잠재특성 기초모형의 무선효과 | 49 |
| 〈표 II-1-17〉 관찰점수 연구모형의 고정효과 | 50 |
| 〈표 II-1-18〉 잠재특성 연구모형의 고정효과 | 50 |
| 〈표 II-1-19〉 관찰점수 연구모형의 무선효과 | 51 |
| 〈표 II-1-20〉 잠재특성 연구모형의 무선효과 | 52 |
| 〈표 II-2- 1〉 연구에서 쓰일 변수들의 문항내용과 신뢰도 | 62 |
| 〈표 II-2- 2〉 주요변수들의 기술통계 | 64 |
| 〈표 II-2- 3〉 측정동일성 검증 위한 적합도 지수 | 66 |
| 〈표 II-2- 4〉 부분측정동일성모형 비교를 위한 적합도 지수 | 66 |
| 〈표 II-2- 5〉 부부갈등 커플자료에 설명변수를 추가한 모형의 적합도 | 69 |
| 〈표 II-2- 6〉 부부갈등의 커플자료에 대한 설명변수의 효과 | 69 |
| 〈표 II-2- 7〉 결혼만족도의 커플간 측정동일성 검증 | 69 |

| | | |
|--------------|--|-----|
| 〈표 II-2- 8〉 | 부부갈등과 결혼만족도의 행위자-상대자 상호의존모형 적합도 | 70 |
| 〈표 II-2- 9〉 | 부부갈등과 결혼만족도의 행위자-상대자 상호의존모형 결과 | 71 |
| 〈표 II-2-10〉 | 아동의 또래상호작용변수 추가모형의 적합도 | 73 |
| 〈표 II-2-11〉 | 아동의 또래상호작용변수 추가모형의 결과 | 73 |
| 〈표 II-2-12〉 | 매개경로의 유의성검증을 위한 95% bootstrapping 신뢰구간 | 73 |
| 〈표 II-3- 1〉 | 조사 성공 패널 현황 및 패널 유지율 | 82 |
| 〈표 II-3- 2〉 | 단위 무응답 패턴 | 83 |
| 〈표 II-3- 3〉 | 조사 무응답 사유 | 84 |
| 〈표 II-3- 4〉 | 주요 변수의 기술통계 | 84 |
| 〈표 II-3- 5〉 | 1단계 프로빗 모형 추정 | 85 |
| 〈표 II-3- 6〉 | 이탈 모형 추정 | 86 |
| 〈표 III-1- 1〉 | 아동들의 기관 선택 | 103 |
| 〈표 III-1- 2〉 | 사교육과 기관내 특별활동 현황 | 104 |
| 〈표 III-1- 3〉 | 아동패널의 발달지표 | 104 |
| 〈표 III-1- 4〉 | 패널아동에 대한 지출의 소득탄력성 | 105 |
| 〈표 III-1- 5〉 | 패널 아동에 대한 지출 결정 요인들- 기관별 차이 (2011년) | 107 |
| 〈표 III-1- 6〉 | 패널 아동에 대한 지출 결정 요인들 (2012년) | 108 |
| 〈표 III-1- 7〉 | 기관이용과 가구 소득(Probit 계수값) | 109 |
| 〈표 III-1- 8〉 | 패널 아동의 기관선택 지출 결정 요인들 (2011년, PROBIT) | 110 |
| 〈표 III-1- 9〉 | 패널 아동의 기관선택 지출 결정 요인들 (2012년) | 111 |
| 〈표 III-1-10〉 | 특별활동 및 사교육 선택과 지출액 (2011년) | 112 |
| 〈표 III-1-11〉 | 특별활동 및 사교육 선택과 지출액 (2012년) | 113 |
| 〈표 III-1-12〉 | 소득과 발달지표의 관계 | 114 |
| 〈표 III-1-13〉 | 가구특성 및 기관선택과 아동발달 | 115 |
| 〈표 III-1-14〉 | 가구특성 및 기관선택과 도형창의성 검사 영역별 지표(2012년) | 116 |
| 〈표 III-2- 1〉 | 출생시 영아의 신체적 특성 | 128 |
| 〈표 III-2- 2〉 | 성별 출산순서의 분포 | 129 |
| 〈표 III-2- 3〉 | 엄마의 기대자녀수 | 130 |
| 〈표 III-2- 4〉 | 엄마의 경제활동참가여부 | 131 |
| 〈표 III-2- 5〉 | 자녀 성별 모유수유 기간(전체) | 132 |
| 〈표 III-2- 6〉 | 자녀 성별 모유수유 기간(첫 자녀) | 133 |

| | |
|---|-----|
| 〈표 III-2- 7〉 비례위험모형 추정결과 | 137 |
| 〈표 IV-1- 1〉 천식의 유병률 | 146 |
| 〈표 IV-1- 2〉 알레르기비염의 유병률 | 147 |
| 〈표 IV-1- 3〉 아토피피부염의 유병률 | 147 |
| 〈표 IV-1- 4〉 남녀 간 알레르기질환의 유병률 차이 | 147 |
| 〈표 IV-1- 5〉 지역별 천식 유병률 차이 | 148 |
| 〈표 IV-1- 6〉 지역별 알레르기비염 유병률 차이 | 149 |
| 〈표 IV-1- 7〉 권역별 아토피피부염 관련 유병률 | 149 |
| 〈표 IV-1- 8〉 출산 1개월 전 산모의 우울이 천식 유병률에 미치는 영향 ··· | 150 |
| 〈표 IV-1- 9〉 출산 1개월 전 산모의 우울이 알레르기비염 유병률에 미치는 영향 ··· | 151 |
| 〈표 IV-1-10〉 출산 1개월 전 산모의 우울이 아토피피부염 유병률에 미치는 영향 ··· | 151 |
| 〈표 IV-1-11〉 출산 1개월 후 산모의 우울이 천식 유병률에 미치는 영향 ··· | 152 |
| 〈표 IV-1-12〉 출산 1개월 후 산모의 우울이 알레르기비염 유병률에 미치는 영향 ··· | 152 |
| 〈표 IV-1-13〉 출산 1개월 전 산모의 우울이 아토피피부염 유병률에 미치는 영향 ··· | 152 |
| 〈표 IV-1-14〉 출산 6개월 후 산모의 우울이 천식 유병률에 미치는 영향 ··· | 153 |
| 〈표 IV-1-15〉 출산 6개월 후 산모의 우울이 알레르기비염 유병률에 미치는 영향 ··· | 153 |
| 〈표 IV-1-16〉 출산 6개월 후 산모의 우울이 아토피피부염 유병률에 미치는 영향 ··· | 154 |
| 〈표 V-1- 1〉 연구대상의 일반적 특성 | 162 |
| 〈표 V-1- 2〉 사용 변인의 기술통계치: 평균(표준편차) | 163 |
| 〈표 V-1- 3〉 연도별 기관 유형 추이 | 165 |
| 〈표 V-1- 4〉 기관 이용 최초시작시기의 특성 | 166 |
| 〈표 V-1- 5〉 기관 외 특기활동 프로그램 이용 수 | 166 |
| 〈표 V-1- 6〉 돌봄 유형에 따른 만 0~2세의 발달 차이: K-ASQ 점수 | 167 |
| 〈표 V-1- 7〉 기관 유형에 따른 만 0~2세의 발달 차이: K-ASQ 점수 | 168 |
| 〈표 V-1- 8〉 만 0세의 기관 이용 특성이 영유아 발달에 미치는 영향 | 169 |
| 〈표 V-1- 9〉 만 1세의 기관 이용 특성이 영유아 발달에 미치는 영향 | 170 |
| 〈표 V-1-10〉 만 2세의 기관 이용 특성이 만 2~3세 발달에 미치는 영향 | 172 |
| 〈표 V-1-11〉 만 2세의 기관 이용 특성이 만 4세 발달에 미치는 영향 | 173 |
| 〈표 V-1-12〉 만 2세의 기관 이용 특성이 만 5세 발달에 미치는 영향 | 174 |
| 〈표 V-1-13〉 돌봄 유형에 따른 만 3세의 발달 차이: 또래관계 | 175 |
| 〈표 V-1-14〉 돌봄 유형에 따른 만 3세의 발달 차이: REVT | 175 |

| | |
|--|-----|
| 〈표 V-1-15〉 기관 유형에 따른 만 3세의 발달 차이: 또래관계 및 REVT … | 176 |
| 〈표 V-1-16〉 만 3세의 기관 이용 특성이 만 3세 발달에 미치는 영향: 또래 상호작용 및 REVT … | 176 |
| 〈표 V-1-17〉 만 3세의 기관 이용 특성이 만 4세 발달에 미치는 영향: 또래 관계 및 인지·언어발달 … | 177 |
| 〈표 V-1-18〉 만 3세의 기관 이용 특성이 만 5세 발달에 미치는 영향: 또래 관계, 언어발달, REVT … | 178 |
| 〈표 V-1-19〉 기관 유형에 따른 만 4세의 발달 차이: 또래관계 및 언어인지발달 … | 179 |
| 〈표 V-1-20〉 기관 유형에 따른 만 4세의 발달 차이: 문제행동(CBCL) … | 179 |
| 〈표 V-1-21〉 만 4세의 기관 이용 특성이 만 4세 발달에 미치는 영향: 또래 관계 및 문제행동 … | 180 |
| 〈표 V-1-22〉 만 4세의 기관 이용 특성이 만 5세 발달에 미치는 영향: 또래 관계 및 문제행동 … | 180 |
| 〈표 V-1-23〉 기관 유형에 따른 만 5세의 발달 차이: 또래관계 및 언어인지발달 … | 181 |
| 〈표 V-1-24〉 기관 유형에 따른 만 5세의 발달 차이: REVT 및 문제행동(CBCL) … | 182 |
| 〈표 V-1-25〉 만 5세의 기관 이용 특성이 만 5세 발달에 미치는 영향: 또래 관계 및 문제행동 … | 182 |
| 〈표 V-1-26〉 월 가구소득 200만원 이하인 가구의 만 0세 기관 이용 특성이 만 4세 발달에 미치는 영향: 또래관계 … | 183 |
| 〈표 V-1-27〉 월 가구소득 200만원 이하인 가구의 만 1세 기관 이용 특성이 만 2세 발달에 미치는 영향: K-ASQ … | 184 |
| 〈표 V-1-28〉 월 가구소득 200만원 이하인 가구의 만 1세 기관 이용 특성이 만 3~5세 발달에 미치는 영향: REVT 및 문제행동 … | 185 |
| 〈표 V-1-29〉 월 가구소득 200만원 이하인 가구의 만 2세 기관 이용 특성이 만 2세 발달에 미치는 영향: K-ASQ … | 186 |
| 〈표 V-1-30〉 월 가구소득 200만원 이하인 가구의 만 2세 기관 이용 특성이 만 2~5세 발달에 미치는 영향: K-ASQ, 문제행동 및 또래관계 … | 186 |
| 〈표 V-1-31〉 월 가구소득 200만원 이하인 가구의 만 3세 기관 이용 특성이 만 4~5세 발달에 미치는 영향: 또래관계 및 언어발달 … | 187 |
| 〈표 V-1-32〉 월 가구소득 200만원 이하인 가구의 만 4세 기관 이용 특성이 만 4~5세 발달에 미치는 영향: 문제행동 … | 189 |

| | |
|--|-----|
| 〈표 V-1-33〉 월 가구소득 200만원 이하인 가구의 만 5세 기관 이용 특성이 만 5세 발달에 미치는 영향: 또래관계 | 189 |
| 〈표 V-2- 1〉 교사-유아 상호작용의 연령별 기술통계량 | 204 |
| 〈표 V-2- 2〉 교사-유아 상호작용 점수의 반복측정분산분석 결과 | 204 |
| 〈표 V-2- 3〉 또래 상호작용의 연령별 기술통계량 | 205 |
| 〈표 V-2- 4〉 또래 상호작용: 놀이방해 점수의 반복측정분산분석 결과 | 205 |
| 〈표 V-2- 5〉 또래 상호작용: 놀이상호작용 점수의 반복측정분산분석 결과 | 206 |
| 〈표 V-2- 6〉 또래 상호작용: 놀이단절 점수의 반복측정분산분석 결과 | 207 |
| 〈표 V-2- 7〉 변수들의 상관계수 | 210 |
| 〈표 V-2- 8〉 모형의 적합도 지수 | 213 |
| 〈표 V-2- 9〉 최종모형 분석 결과 | 214 |
| 〈표 V-3- 1〉 사용 변인과 연구도구 | 226 |
| 〈표 V-3- 2〉 배경변인 기술통계량 | 228 |
| 〈표 V-3- 3〉 양육관련 변인 연도별 기술통계량 | 230 |
| 〈표 V-3- 4〉 K-ASQ 점수 연도별 기술통계량 | 230 |
| 〈표 V-3- 5〉 의사소통영역 성장추이 모형 결과 | 231 |
| 〈표 V-3- 6〉 문제해결영역 성장추이 모형 결과 | 233 |
| 〈표 V-3- 7〉 개인-사회영역 성장추이 모형 결과 | 234 |
| 〈표 V-3- 8〉 대근육 영역 성장추이 모형 결과 | 235 |
| 〈표 V-3- 9〉 소근육 영역 성장추이 모형 결과 | 236 |
| 〈표 V-4 1〉 연구대상의 일반적 특성 | 248 |
| 〈표 V-4 2〉 측정변인의 일반적 경향 | 251 |
| 〈표 V-4 3〉 측정변인 간 상관관계 | 252 |
| 〈표 V-4 4〉 모델적합도 지수 | 253 |
| 〈표 V-4 5〉 최종모델 경로계수 | 256 |
| 〈표 VI-1- 1〉 도시 규모별 가용 육아지원 기관 충분성 | 273 |
| 〈표 VI-1- 2〉 시/도별 보육·교육기관 충분성 | 274 |
| 〈표 VI-1- 3〉 시/도별 사교육기관 충분성 | 275 |
| 〈표 VI-1- 4〉 도시 규모별 치안·안전사고 안전성 | 276 |
| 〈표 VI-1- 5〉 시도별 치안·안전사고 안전성 | 277 |
| 〈표 VI-1- 6〉 도시 규모별 공공 여가 공간/시설 이용 편리성 | 278 |

| | |
|---|-----|
| 〈표 VI-1- 7〉 시도별 공공 여가 공간/시설 이용 편리성 | 279 |
| 〈표 VI-1- 8〉 도시 규모별 문화시설 이용 편리성 | 280 |
| 〈표 VI-1- 9〉 시도별 문화시설 이용 편리성 | 281 |
| 〈표 VI-1-10〉 지역의 양육환경 인식에 대한 후속출산기대 로지스틱 다층모형 .. | 282 |
| 〈표 VI-2- 1〉 응답자의 개인특성 및 가정환경 자극수준 분포 | 297 |
| 〈표 VI-2- 2〉 인구학적 특성별 후속 출산 계획 비교 | 300 |
| 〈표 VI-2- 3〉 후속 출산 계획과 어머니 심리특성 및 가정환경 자극수준 비교 .. | 301 |
| 〈표 VI-2- 4〉 어머니 심리특성과 가정환경 자극수준 간의 상관성 | 302 |
| 〈표 VI-2- 5〉 가정환경 자극수준별 어머니 심리특성 비교 | 302 |
| 〈표 VI-2- 6〉 어머니의 자아존중감과 가정환경 자극수준이 후속 출산 계획에 미치는 영향 | 304 |
| 〈표 VI-2- 7〉 어머니의 우울감과 가정환경 자극수준이 후속 출산 계획에 미 치는 영향 | 304 |
| 〈표 VI-2- 8〉 어머니의 부정적 자아효능감과 가정환경 자극수준이 후속 출 산 계획에 미치는 영향 | 305 |
| 〈표 VI-3- 1〉 1차~5차 영유아 어머니의 취업 상태 | 317 |
| 〈표 VI-3- 2〉 분석대상 패널의 취업 추이 | 318 |
| 〈표 VI-3- 3〉 분석대상 기초분석 | 319 |
| 〈표 VI-3- 4〉 1차~5차 지역사회의 육아지원기관 충분성 정도 | 321 |
| 〈표 VI-3- 5〉 1차~5차 지역사회의 사교육기관 충분성 정도 | 321 |
| 〈표 VI-3- 6〉 1차~5차 지역사회의 전반적 양육 적절성 정도 | 322 |
| 〈표 VI-3- 7〉 1차~5차 어머니의 부부갈등과 결혼만족도 | 322 |
| 〈표 VI-3- 8〉 1차~5차 어머니의 부정적 자기효능감과 자아존중감 | 322 |
| 〈표 VI-3- 9〉 1차~5차 어머니의 양육스트레스 | 323 |
| 〈표 VI-3-10〉 1차~5차 아버지의 양육참여 | 323 |
| 〈표 VI-3-11〉 생존표 분석결과(전체) | 324 |
| 〈표 VI-3-12〉 개인대리양육 유무에 따른 취업모의 생존함수 차이 검증 .. | 325 |
| 〈표 VI-3-13〉 종사자 지위에 따른 취업모의 생존함수 차이 검증 | 326 |
| 〈표 VI-3-14〉 학력에 따른 취업모의 생존함수 차이 검증 | 327 |
| 〈표 VI-3-15〉 사교육기관의 충분 정도에 따른 취업모의 생존함수 차이 검증 .. | 328 |
| 〈표 VI-3-16〉 육아지원기관의 충분성에 따른 취업모의 생존함수 차이 검증 .. | 329 |

〈표 VI-3-17〉 지역사회 양육의 적절성에 따른 취업모의 생존함수 차이 검증 · 330
〈표 VI-3-18〉 취업모의 취업 중단에 대한 Cox regression 분석 결과 331

그림 차례

| | |
|--|-----|
| [그림 II-2-1] 다층자료의 구조적 특성: 집단내 의존성 | 58 |
| [그림 II-2-2] 행위자-상대자 상호의존성 모형의 예: 부부사이의 관계와 아 동의 또래 상호작용의 구조모형 | 61 |
| [그림 II-2-3] 측정동일성 검증을 위한 네 가지 경쟁모형 | 65 |
| [그림 II-2-4] 최종 선택된 측정모형 결과 | 67 |
| [그림 II-2-5] 부부갈등 커플자료에 설명변수를 추가한 모형 | 68 |
| [그림 II-2-6] 결혼만족도의 측정동일성검증 모형 | 70 |
| [그림 II-2-7] 행위자-상대자 상호의존모형 결과 | 71 |
| [그림 II-2-8] 아동의 또래상호작용을 결과변수로 설정한 모형 검증 결과 · | 72 |
| [그림 III-1-1] 소득과 아동관련 지출의 분포(자연대수) | 102 |
| [그림 III-2-1] 성별중립 가구와 아들 선호 가구의 자녀 구성 패턴(BDS, 2013: 6) · | 126 |
| [그림 III-2-2] 성별 출산순서의 비중 | 129 |
| [그림 III-2-3] 엄마의 기대자녀수 | 130 |
| [그림 III-2-4] 성별 출생순서 별 경제활동참가 | 131 |
| [그림 III-2-5] 자녀 성별 모유수유 기간 | 132 |
| [그림 III-2-6] 자녀 성별 모유수유 기간(첫 자녀) | 133 |
| [그림 III-2-7] 경제활동참가 여부별 출산순서별 모유수유 기간의 분포 · | 134 |
| [그림 III-2-8] 성별 출산순서별 모유수유의 분포 | 135 |
| [그림 III-2-9] 자녀 성별에 따른 수유기간 생존함수 추정치(Kaplan-Meier estimates) | 136 |
| [그림 IV-1-1] Kessler 우울 척도 문항 | 150 |
| [그림 V-1-1] 연도별 돌봄 유형 추이 | 165 |
| [그림 V-2-1] 연령에 따른 놀이방해 점수 | 206 |
| [그림 V-2-2] 연령에 따른 놀이상호작용 점수 | 207 |
| [그림 V-2-3] 연령에 따른 놀이단절 점수 | 208 |
| [그림 V-2-4] 교사 및 또래 상호작용과 유아 발달 간의 중단 관계 모형 · | 212 |
| [그림 V-2-5] 최종모형 분석 결과 | 214 |
| [그림 V-4-1] 최종 수정모델 | 254 |
| [그림 V-4-2] 최종 수정모델: 유의한 경로 표현 | 255 |

| | |
|--------------------------------------|-----|
| [그림 VI-3-1] 생존함수: 전체 | 324 |
| [그림 VI-3-2] 생존함수: 개인대리양육자 이용 | 325 |
| [그림 VI-3-3] 생존함수: 취업모의 종사자 지위 | 326 |
| [그림 VI-3-4] 생존함수: 학력 | 327 |
| [그림 VI-3-5] 생존함수: 사교육기관의 충분성 | 328 |
| [그림 VI-3-6] 생존함수: 육아지원기관의 충분성 | 329 |
| [그림 VI-3-7] 생존함수: 지역사회 양육의 적절성 | 330 |

요 약

1. 연구의 목적

- 한국아동패널의 종단자료를 이용하여 주제별로 연구 과제를 발굴, 한국아동패널 데이터와 연구 성과를 보다 확산, 심화시키기 위한 노력의 일환으로 심층 분석을 실시함.
 - 한국아동패널의 심층 분석을 통해 패널 연구가 수행해야 할 과제들을 내용적, 방법론적으로 확장시키고, 이러한 연구결과가 주요 정책의제와 연관되도록 함.
 - 패널 아동의 성장과 데이터 축적을 통해 우리나라의 육아지원정책 설계가 이해관계자의 의견이 아닌, 과학적 연구와 실증자료에 기반하여 이루어질 수 있도록 하여, 정책 입안과정의 질차적 선진화에 기여하고자 함.
- 본 보고서는 한국아동패널 조사 자료를 연구소 원내외 각계 전문가의 참여를 독려하여 다양한 분야에서의 연구주제를 발굴하였으며, 이에 따라 유사 주제별로 구성하였음.
 - 본 연구에 사용된 자료는 2008년부터 2013년까지 6년간의 패널 데이터임.

2. 방법론적 접근과 적용

가. 영유아 행동의 성장곡선 추정에 미치는 측정의 오차 영향

- 본 연구는 영유아의 행동특성을 종속변수로 분석할 때, 측정의 오차가 개입된 경우와 그렇지 않은 경우에 영유아의 성장곡선에 어떠한 차이가 있는지를 탐구함.
- 영유아 행동특성의 성장곡선 추정에서 종속변수를 잠재특성으로 하는 다층모형과 관찰점수로 사용하는 다층모형에 의하여 추정된 성장곡선들의 모수 추정치의 값과, 표준오차, 그리고 가설검정 결과를 비교함.
- 연구 자료는 한국아동패널 데이터에서 EAS 기질검사 중 사회성 척도가

포함된 2010~2012년도의 3차년 간 자료를 사용함.

- 연구방법은 측정오차를 분석에 반영한 3-수준 잠재특성 성장모형과 측정오차를 무시하고 관찰점수를 종속변수로 분석하는 2-수준 성장모형의 기초모형과 연구모형을 분석함.
- 연구결과는 다음과 같음.
 - 기초모형의 분석 결과 고정효과는 유아들의 평균성장궤적을 결정하는 회귀계수의 추정값에는 차이가 없으나, 관찰점수 모형은 표준오차를 축소 추정하여 t-검정통계량이 커지고, 일종오류가 증가하는 위험을 가지고 있음.
 - 기초모형의 무선효과 분석 결과 종속변수를 관찰점수로 사용하여 개인별 성장궤적을 추정하는 경우 측정오차의 개입으로 인하여 성장곡선의 오차가 커짐.
 - 연구모형의 분석 결과 고정효과와 무선효과 모두 기초모형의 결과와 일치함.
- 한국아동패널 연구 데이터를 기반으로 분석한 결과 사회성 척도와 같이 신뢰도가 0.8이상의 양호한 신뢰도를 보이는 경우, 종속변수의 측정오차 영향은 미미함.
- 개인별 성장곡선을 정의하는 기초모형에서 측정오차의 영향이 선명하게 관찰되므로, 두 모형의 변화모수가 측정오차에 어떠한 영향을 받으며, 성장곡선이 어떻게 추정되는지 추가로 검토할 필요가 있음.

나. 부부 사이의 행위자-상대자 상호의존성 효과와 자녀의 또래 상호작용의 관계검증

- 본 연구는 한국아동패널 자료의 특성상 영유아의 부모 모두 설문에 응답하도록 설계되어 있는 특성을 가장 효율적으로 반영하는 방법을 적용하려고 함.
- 행위자-상대자 상호의존성 모형(Actor-Partner Interdependence Model; APIM)을 적용하여 부, 모, 아동 사이의 영향관계를 분석하며, 이러한 모형을 구현하기 위한 커플자료의 분석방법을 제시하여 기존의 분석방식보다 효율적인 방법론을 제시하려 함.

- 본 연구는 2가지 연구문제를 가짐.
 - 한국아동패널 자료에 행위자-상대자 상호의존성 모형의 적용이 적절한 이유를 설명하며, 가능한 모형의 예를 도식화하여 소개함.
 - 아동의 또래 상호작용이 부와 모 사이의 관계에 영향을 받는지 행위자-상대자 상호의존성 모형을 적용하여 검증함.
- 연구에 사용한 자료는 부모가 각각 응답한 자료를 사용함. 부부갈등 변수는 부부 간에 일어나는 부정적인 갈등상황에 대한 정도를 묻는 8개 문항으로 2009년 자료를 사용하였음. 또한 결혼만족도 변수는 배우자 또는 결혼생활에 얼마나 만족하는지 묻는 4개의 문항으로 2010년 자료를 사용하였음. 마지막으로 아동의 또래 상호작용 변수는 아이가 또래친구들과 어떻게 지내는지 어머니가 응답한 자료를 사용하였음.
- 본 연구에서 밝힌 결과는 다음과 같음.
 - 아동의 또래상호작용에 미치는 영향력은 아내에 대한 변수들 보다 남편에 대한 변수가 더 강하게 나타났음. 또한 부부갈등과 결혼만족이 아동의 또래관계 형성에 미치는 직접적인 경로는 남편의 영향력이 아내의 영향력보다 크게 나타남. 따라서 아동의 사회성 발달에 대한 아버지의 영향에 대하여 주목할 필요가 있음.
 - 한국아동패널에 APIM을 적용하기 위해서는 남편이 응답하는 설문지 내용이 더 풍부해져야 함. 이전의 아동 발달의 중요한 변인으로 주 양육자인 어머니의 영향을 강조하였지만, 근래에는 어머니 한 명에게만 양육의 책임을 전가하는 경향이 덜해지고 있으므로, 아동의 아버지에 대한 내용을 어머니 자료만큼 풍부하게 수집할 필요가 있음.

다. 한국아동패널 탈락자 특성 분석

- 본 연구는 2,150가구를 기반으로 시작한 한국아동패널 조사에서 표본 유지의 중요성과 패널 데이터 관리를 목적으로 1차년도부터 6차년도의 데이터를 종합해 탈락자의 특성을 파악하고, 앞으로의 조사 과정에서 탈락자 특성을 반영하여 패널 가구의 탈락을 방지하고자 함.
- 이에 연도별 패널 가구의 유실률을 파악하고, 탈락률에 영향을 미치는 변

인을 찾아 표본유지에 기여하고, 탈락 방지 방안을 만들고자 함.

- 본 연구의 결과는 다음과 같음.
 - 표본 유지율에 대한 결과는 2차년도에 전년 대비 가장 많은 탈락률을 나타냈는데, 패널 조사의 특성상, 2차년도에 많은 수의 인원이 탈락하는 것은 다른 선행 패널 연구와도 동일한 결과임. 또한 전체 패널의 68%는 6차년도까지의 조사에 모두 참여한 안정적 참여자로 추정됨.
 - 패널 부모의 연령과 학력이 높을수록 이탈 위험이 낮다는 점은 패널 가구의 참여를 독려하기 위한 정책의 효과로 판단될 수 있음. 현재 연구소의 독려정책과 조사원 교육이 효과를 보이고 있음.
- 한국아동패널의 표본 유지율을 제고하기 위한 방안을 크게 두 가지로 제시함.
 - 표본관리 시스템을 상시관리 프로그램과 이탈 위험패널 특별관리 프로그램으로 분할하여 운영하는 방안을 들 수 있음. 안정적으로 참여하는 패널과 별도로 2회 이상 패널 조사에 무응답한 가구를 대상으로 접촉 빈도 확대 및 추가 보상 제공 등의 특별방안을 마련하는 것이 필요함.
 - 조사체계의 안정성을 확보하기 위하여 조사원 특성이 조사 진행의 성공률에 막대한 영향을 미친다는 점을 고려하여 별도의 조사원 관리 시스템을 구축할 필요가 있음.

3. 경제학적 접근과 적용

가. 가정환경과 아동에 대한 교육·보육 투자: 연령별 차이와 정부개입에 대한 반응

- 본 연구에서는 아동의 연령에 따른 투자의 형태와 가구 소득에 따른 투자 형태라는 두 가지 측면에 주목하여 투입, 과정, 산출을 기반으로 '가정환경 → 아동에 대한 보육/교육 투자 → 아동의 발달'이라는 연결 고리에 대해 살펴봄.
- 소득과 아동에 대한 지출의 자연대수 값을 토대로 커널 분포(kernel distribution)를 살펴본 결과, 아동에 대한 지출 수준이 낮은 가구들의 비

중이 점차 낮아지고 있었음. 또한 아동 연령의 증가에 따라 아동에 대한 지출이 가구 소득과 관계없이 상향평준화가 이루어지는 것이 발견됨.

- 아동의 연령과 정부의 유아교육비 지원에 따라 2011년과 2012년 사이에 유치원을 선택하는 비중이 증가하였음. 기관 내 특별활동과 사교육은 만 3세와 만 4세 사이에 현격하게 증가함.
- 유아의 이용 기관과 지출 비용에 따른 유아발달의 차이를 회귀분석을 통해 살펴본 결과는 다음과 같음.
 - 아동 발달에 있어 기관을 이용하고 기관 외 사교육에 참여하는 것이 그렇지 않은 경우에 비해서 일부 아동 발달의 지표들과 정적 상관관계를 가짐.
 - 아동에 대한 지출액의 크기보다 어머니의 학력이 아동의 발달지표와 유의한 상관관계를 보임.
 - 기관을 이용하는 아동들이나 사교육 받는 아동들이 전반적으로 높은 아동발달 지표값을 보임. 이러한 결과는 유아교육비 지출 여력이 낮은 가구에 대한 지원이 필요함을 시사함.

나. 자녀에 대한 초기투자의 성별 격차와 어머니의 노동공급

- 본 연구는 목적은 워킹맘의 자녀 성별에 따른 모유수유기간의 차이를 검정함으로써 한국에서 자녀의 성별에 대한 선호차이가 존재하는지 여부를 살펴보는 것임.
- 분석을 위하여 출생에 대한 정보, 출생 시의 신장 및 몸무게의 특징, 모유수유 기간, 부모의 특성 등에 대한 광범위한 정보를 가지고 있는 한국아동패널 자료를 사용하였으며, 그 중 1차년도와 2차년도 자료를 분석하였음.
- 자녀의 출산 순서가 첫 번째인 경우로 연구대상을 한정하였으며, 모유수유에 있어 성별 격차를 추정하기 위한 방법으로 생존분석을 실시하였음.
- 본 연구의 결과를 요약하면 다음과 같음.
 - 첫 자녀인 경우 이후에 태어난 자녀들보다도 모유수유를 길게 갖는 경향이 있었으며, 비경제활동 어머니가 좀 더 길게 모유수유를 하는 경향을 나타냄.

- 모유수유는 출산 후 초기에 포기하는 엄마들이 많고, 모유수유를 하기로 결정한 엄마들은 1년 정도는 유지하는 것으로 나타남.
- 생존함수 추정결과 첫 자녀에 국한했을 경우 여자 아이인 경우 약간 수유기간이 짧아지는 경향이 있으나 통계적 유의성은 없었음.
- 출산모들 간 모유수유 기간에 격차가 발생하는 주된 이유는 부모의 성별에 대한 차별 때문이 아니라 출산모의 경제활동참가 여부인 것으로 보임.

4. 건강·생리학적 접근과 적용

가. 출산 전후 산모의 우울과 스트레스가 자녀의 알레르기질환 발생에 미치는 영향

- 본 연구는 아동패널 만 5세아에서 알레르기질환의 유병률을 조사하고 출산 전후 산모의 우울이 자녀의 알레르기질환 발생에 미치는 영향을 조사하고자 함.
- 1차년도 산전·산후 설문조사와 2013년 만 5세아에게 시행한 알레르기질환 관련 설문조사자료(한국형 ISAAC 설문지) 분석을 통해 알레르기질환 유병률을 산출하고 성별, 지역별 유병률을 비교함. 또한 출생 1달 전, 1달 후, 6개월 후 산모의 우울 지표(Kessler score)와 5세 자녀의 알레르기질환과의 연관성을 조사하여 위험도를 평가함.
- 우리나라 만 5세 아동의 알레르기질환 유병률은 경남과 전라 권역에서 대체로 낮은 것을 확인할 수 있었음. 이는 각 지역별 생활환경의 차이가 알레르기질환의 발생 또는 지속에 영향을 주는 것으로 생각할 수 있으며, 향후 추가적인 분석이 필요함.
- 패널 거주 지역 규모를 대도시, 중소도시, 읍/면 단위로 나누어 유병률을 분석한 결과에서는 세 군 간에 차이를 보이지 않음.
- 출산 전후 산모의 우울은 자녀의 알레르기질환에 위험요인으로 작용하며, 특히 알레르기비염의 경우 출산 직전, 직후, 출산 6개월 후의 우울이 모두 위험요인으로 작용하였음.
- 천식과 아토피피부염의 경우, 출산 6개월 후의 우울이 위험요인으로 나타남.

- 향후 우울 척도를 세분화하거나 심층 분석 가능한 다른 도구를 적용하여 동일한 결과를 확보할 수 있는지 고려할 필요가 있으며, 출산 전후 산모의 우울은 알레르기질환 발생에 위험요인으로 작용할 수 있으므로, 이에 대한 모니터링과 적극적인 관리가 필요할 것임.
- 출산 전후 산모의 우울과 스트레스에 대한 적극적인 관리를 함으로써 알레르기질환 발생을 예방하는 효과를 기대할 수 있음.

5. 영유아기 아동의 성장발달 분석

가. 생애초기 돌봄 및 보육·교육 기관 이용이 아동의 성장발달에 미치는 영향

- 본 연구는 생애초기 보육·교육 경험이 아동발달에 미치는 영향을 알아보기 위해, 기관이용 최초시기 및 만 0~5세까지의 기관 유형이 동일시점과 이후 시점까지의 발달에 미치는 영향을 연령시점별로 회귀분석을 통해 분석하였음.
- 연구 결과는 다음과 같음.
 - 육아지원기관 이용률 추이를 살펴본 결과, 만 1세까지는 어머니 양육이 많았으며, 만 2세가 되면서부터 대리 양육을 하는 비율이 어머니 양육보다 많아졌음. 만 3세 시점에는 어린이집의 이용률이 가장 많지만, 취학 연령이 다가올수록 유치원 이용 비율이 꾸준히 증가하였음.
 - 생애 초기 어린이집, 유치원, 반일제 이상 학원의 이용은 대체적으로 이후 시점의 발달 수준에까지 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났음. 사회성발달에는 긍정적인 영향과 부정적인 영향이 공존하는 것으로 나타났으며, 인지발달과 신체발달에 미치는 영향은 연속적이지 않지만, 대체로 만 0, 1세 이용은 부정적인 영향을, 만 2세 이후의 이용은 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타남.
 - 문제행동에 관하여 만 2세 시기의 어린이집이나 개인대리양육자의 이용이 이후 4세와 5세의 외현화 문제를 높이는 것으로 나타남.
 - 아동이 기관을 처음으로 이용하는 시기는 만 2세 때에 가장 높았으며,

기관 첫 이용 시작시기가 영유아의 또래관계에는 긍정적, 부정적 영향을 동시에 미치며, 외현화 문제에는 부정적으로 작용하는 것으로 나타남.

- 가구소득 200만원 이하의 상대적 저소득층의 분석을 통해 살펴보았을 때, 전체 아동에 나타난 보육·교육 효과 이상의, 저소득층에 유의한 보상효과는 발견되지 않았음.
- 본 연구 결과는 현재 시행중인 만 0, 1세 가정양육의 중요성과 육아휴직제의 도입, 양육수당 제도의 시행을 지지하는 자료이며, 기관 서비스의 질과 이용시간, 안정성 등을 고려한 추후 연구가 필요함.

나. 보육·교육기관에서의 초기 상호작용 경험이 유아기 발달에 미치는 영향

- 영유아의 발달에 영향을 미치는 요인으로 보육·교육기관에서의 경험이 중요시되고 있으므로, 본 연구에서는 영유아들이 기관에서 경험한 교사 및 또래와의 상호작용의 영향력에 주목하였음.
- 2011년~2013년도에 조사한 한국아동패널 4~6차 데이터를 사용하여 분석하였으며, 4~6차 기관 조사에 모두 참여한 가구 수는 416가구임.
- 영유아기 동안 육아지원서비스를 이용한 한국아동패널 유아의 교사-유아 및 또래 상호작용 수준은 연령별(만 3, 4, 5세)로 어떠한지 분석하였음.
 - 유아가 경험한 교사-유아 상호작용 수준은 연령이 증가하여도 큰 변화가 없으나 또래 상호작용 행동 중 놀이방해 행동은 연령이 증가함에 따라 점차 감소하는 등 또래 상호작용 양상은 연령에 따른 변화를 보임.
- 교사-유아 및 또래 상호작용에 차이를 가져오는 유아, 교사 및 학급의 특성은 무엇인지 살펴봄.
 - 교사-유아 상호작용은 유아가 기관이나 교사를 선호하는 수준이 높을수록, 교사의 경력과 학력이 높고 교수효능감 수준이 높을수록 높게 나타남.
 - 또래 상호작용은 교수효능감, 기관 및 교사 선호도와 상관이 있었고, 근소한 차이지만 혼합연령반보다 단일연령반에서 긍정적인 놀이상호작용이 많이 일어나는 경향이 있음.

- 유아들이 경험하는 교사-유아 및 또래 상호작용이 인지·언어능력과 사회정서 발달(문제행동)에 미치는 영향은 어떠한지 알아보고자 모형을 분석함.
 - 초기에 경험하는 교사 및 또래와의 상호작용이 이후 인지·언어·사회정서 발달에 지속적인 영향을 미치고, 이러한 발달특성은 다시 그들의 상호작용 행동에 영향을 미치는 것으로 나타남.
 - 특히 인지·언어능력의 경우 만 3~4세에는 또래 상호작용이 먼저 영향을 주었으나 이후에는 인지·언어능력이 또래 상호작용에 영향을 주는 양상이 드러났고, 문제행동의 경우에는 문제행동 수준이 또래 상호작용 행동에 먼저 영향을 주고 이후 또래 상호작용은 문제행동에 영향을 줄을 발견함.
- 유아가 기관에서 긍정적이고 질 높은 수준의 상호작용을 경험하였을 경우 이후 발달에 긍정적 결과로 나타날 수 있다는 본 연구결과에 기초하여, 부모 및 교사가 보육·교육기관에서의 초기 상호작용의 중요성을 인식하고 긍정적인 상호작용을 촉진할 수 있는 방안을 중심으로 정책제언을 하였음.

다. 영아기 발달 추이 분석

- 본 연구의 목적은 영아기의 발달이 다른 성장시기와 마찬가지로 통합적으로 이루어진다는 것과 발달 속도가 다른 성장시기보다 빠르게 일어나는 시기라는 것에 착안하여, 성장 속도를 함께 고려해야 한다는 점을 가지고 종단분석을 통한 영아기 발달 영역의 전반의 변화를 살펴보고자 함.
- 본 연구의 대상은 2008년 1차년도 참여자 2,078명의 아동을 기준으로 3차년도까지의 패널 자료를 종단으로 구성하여 분석함. 종단자료의 성장모형 분석의 특성상 결측치가 발생하는 자료는 분석에서 제외됨.
- 본 연구의 종속변수로는 K-ASQ검사의 인지발달, 언어발달, 사회성 발달, 신체발달 변수를 사용하였으며, 독립변수로는 부모의 연령, 학력, 어머니의 양육행동, 양육스트레스, 우울, 그리고 아버지의 양육참여 변수가 사용되었음.
- 연구 모형은 다층모형을 이용한 성장모형을 사용하였으며, 성장궤적을 파악하기 위하여 비선형성을 가정함. 이는 아동들의 성장궤적은 선형성 가정으로 충족되기 어려움이 따르기 때문임.

- 본 연구 결과를 요약하면 다음과 같음.
 - 성장모형 분석을 토대로 3개년도 영아 발달의 전반적인 변화 추이를 살펴본 결과, 언어, 인지, 사회성 및 신체발달의 영역은 모두 성장률이 음(-)의 값으로 초기 상태에서 시간이 지남에 따라 감소하며, 그 속도가 둔화되는 것으로 나타남.
 - 발달영역 간 성장률을 비교해 보면 다소 차이가 있는 것을 발견할 수 있는데, 신체발달 중 소근육영역의 성장률이 가장 크게 감소하였으며, 다음으로 인지발달, 언어발달, 사회성발달, 대근육 영역 순으로 나타났 다. 같은 신체발달이라 하더라도 대근육 발달에 비해 소근육 발달은 성 장률이 더 빠르게 감소하는 것으로 나타났으며, 영아기 대근육과 사회 성 발달의 성장곡선이 다른 발달 영역에 비해 상대적으로 빠른 속도로 성장함을 확인하였음.
 - 이러한 발달 영역별 성장 추이의 패턴이 아동과 부모의 특성에 따라서 차이가 있는지 살펴본 결과, 언어발달에 영향을 주는 요인은 아이의 성 별, 어머니의 사회적 양육행동과 양육스트레스로 나타남. 남아보다는 여 아의 언어발달 정도가 초기 상태도 높은 수준일 뿐만 아니라, 성장 속 도 또한 더 빠른 것으로 확인됨. 또한 어머니의 사회적 양육행동 수준 이 높을수록 언어발달 점수의 성장속도가 더 높았으며, 양육스트레스는 낮을수록 언어발달 점수의 성장속도가 증가하였음.
 - 인지발달과 사회성발달 영역에서 영향을 주는 요인은 아이의 성별과 어 머니의 양육행동으로 나타났으며, 남아보다는 여아의 발달 정도가 초기 상태도 높은 수준일 뿐만 아니라 성장속도 또한 더 빠른 것으로 나타났 음. 어머니의 사회적 양육행동 수준이 높을수록, 인지발달 점수와 사회 성 발달 점수의 성장속도 또한 더 높게 나타나는 것으로 확인됨.
 - 신체발달영역 중 대근육 발달에 유의미한 영향을 주는 요인은 어머니의 양육행동으로 확인됨. 구체적으로 어머니의 사회적 양육행동 수준이 높 을수록 대근육 발달 점수의 성장속도가 높게 나타났음.

라. 부의 양육참여와 부모의 양육시간 및 양육스트레스가 유아의 사회·정서발달에 미치는 영향

- 본 연구는 부의 양육참여, 부모의 양육시간이 부모의 양육스트레스를 매개로 하여 유아기 자녀의 또래관계와 문제행동에 미치는 영향을 살펴보았음.
- 분석 자료는 한국아동패널 4차년도와 5차년도 자료를 사용하였으며, 연구 대상은 4차년도 응답자인 1,505명임(남아 756명, 여아 749명).
- 자료 분석 방법으로, 변인별 일반적 경향을 알아보기 위하여 평균, 표준편차 및 상관관계를 산출하였으며, 구조방정식을 이용한 경로분석을 실시함.
- 본 연구의 결과는 다음과 같음.
 - 부의 양육참여가 높을수록 부모의 양육스트레스는 낮았고, 유아의 놀이 상호작용 수준은 높아졌음.
 - 모의 양육시간이 많을수록 유아의 놀이단절 수준이 낮았으며, 부의 양육시간이 높을수록 모의 양육스트레스가 낮아짐.
 - 모의 양육스트레스 수준이 낮을수록 유아의 또래관계가 긍정적이었으며, 문제행동 또한 낮아지는 것으로 나타남.
 - 부의 양육스트레스 수준이 높을수록 유아의 부정적인 또래관계 정도가 증가했으며, 또래관계 중 놀이단절은 이후 문제행동에도 영향을 미침.
 - 경로계수를 통해 매개효과를 살펴본 결과 부부 간 양육참여와 시간이 양육스트레스에 미치는 경로와 양육스트레스가 유아의 또래관계와 문제행동에 미치는 경로가 유의하게 나타남.
- 아버지의 양육참여와 양육시간을 증대할 수 있도록 직장문화를 개선하는 측면에서의 가족친화정책의 확대 노력이 필요할 것으로 보임.

6. 출산 및 취업 영향 요인

가. 지역사회 양육환경 인식 특성에 따른 후속출산 영향력 분석

- 본 연구의 목적은 정부의 출산 정책의 효과를 평가하는 연구의 차원에서 지역사회 구성원들이 양육환경 조성을 어떻게 인식하고, 그것이 출산에 대

한 의도로 이어지는지 확인하려는 목적을 가지고 있음.

- 2008년부터 2013년도까지의 한국아동패널 자료를 사용하였으며, 연구대상은 1차년도 기준 1,613명임. 지역사회의 규모를 2수준으로 하는 다층모형을 적용하여 양육환경 인식의 지역별 차이를 규명하였음. 지역의 단위는 16개 시도별 행정구역을 중심으로 나누어지며, 이러한 지역의 차이로 인한 양육환경에 대한 인식이 후속 출산 의사에 영향을 미치는 관계를 확인함.
- 본 연구의 결과는 다음과 같음.
 - 지역사회 규모에 따른 양육환경 인식을 살펴본 결과, 읍·면 지역에 거주하는 경우 대도시나 중소도시에 비해 지역사회 양육환경을 평가하는 영역 모두(보육·교육기관의 충분성, 공공 여가 공간 및 문화시설의 이용 편리성, 치안 및 안전사고의 안전성) 부족한 편이라고 인식하는 것으로 나타났음. 또한 자녀의 연령이 성장함에 따라 양육환경 만족도는 조금씩 감소하는 것으로 확인됨.
 - 지역사회 양육환경에 대한 인식이 긍정적일수록 후속출산 의사결정에 미치는 영향이 높게 나타나는 것으로 확인됨. 그 중에서도 보육 및 교육기관의 충분성이 후속출산을 결정하는 데 있어 1차년도부터 6차년도까지에 걸쳐 중요한 요인으로 나타났음.

나. 어머니의 개인 심리적 특성과 가정환경자극 질이 후속출산계획에 미치는 영향

- 우리나라의 저출산 현상을 해결하고자 여성을 지원하는 사회·경제적인 노력은 범정부차원에서 이루어져 왔지만 문제가 해결되지 않아 정책지원의 한계성이 지적됨. 여성이 심리적으로 느끼는 만족상태와 출산 간의 관련성을 밝힐 필요가 있음.
- 따라서 본 연구는 자녀를 둔 어머니의 개인심리적 특성과 가정환경자극이 후속출산에 미치는 영향을 분석하여, 양육환경인 가정환경자극의 질을 향상시키고, 어머니의 개인·심리적 특성이 긍정적으로 변화될 수 있는 방안을 논의해 보고자 함.
- 한국아동패널 2011년 4차년도 자료를 활용하여 유아기 한자녀 이상을 가진 어머니 중 후속출산 계획을 밝힌 1,701명을 대상으로 분석하였음.

- 어머니의 심리적 특성에 따라 후속출산 계획에 유의미한 차이가 있었음.
- 어머니의 심리적 특성과 가정환경 자극수준은 연관성이 있었고 가정환경 자극수준이 낮을수록 어머니는 부정적인 심리상태를 보임.
- 가정환경 자극수준별로 후속출산 경향에 대한 어머니의 개인·심리 특성의 영향력을 비교 분석한 결과, 가정환경자극 수준이 낮을 때보다 높을 때에 후속 출산 단절을 결정하게 하는 어머니의 부정적 심리상태의 영향력이 상대적으로 더 크게 나타났음.
- 이와 같은 결과를 볼 때 우리 사회의 여성들이 후속 출산에 대해 자신의 가정 여건에 따라 심리적 만족상태에 대해 반응하는 정도가 다르므로 어머니의 다양한 개인특성과 가정 여건을 고려한 출산 장려정책이 마련되어야 함.
- 출산과 양육을 긍정적으로 받아들이고 보다 적극적으로 부모 역할을 수행할 수 있도록 모성의 육체적·심리적 건강의 건전한 발달을 지원하는 정책적 방안이 필요함.

다. 영유아 자녀를 둔 취업모의 취업지속 결정요인에 관한 연구

- 본 연구는 영유아 자녀를 둔 취업모의 취업지속에 영향을 미치는 결정요인을 파악하는 것을 목적으로 함.
- 연구대상은 전체 패널 가구 중 1차 조사 시작 당시 어머니가 취업 중이었던 611가구 중 1차년도부터 5차년도까지 취업과 미취업을 반복하지 않았으며 2차년도 이후 모든 차시에 응답을 한 493가구의 어머니를 대상으로 하였음.
- 영유아 자녀를 둔 취업모의 취업지속 결정요인으로 어머니의 인구사회학적 배경, 육아지원서비스, 지역사회 양육환경, 가정 내 양육 환경요인 및 어머니의 심리적 특성 등을 고려함.
 - 연구문제로 고려한 요인 중 취업모의 취업지속에 영향을 미치는 영향요인을 찾아내기 위해, Kaplan-Meier 생존함수를 추정하고 영유아 자녀 취업모의 특성별 생존함수의 동일성 검증을 실시하였으며, Cox 비례위험모형을 분석하였음.

- 본 연구의 분석결과, 개인대리양육자의 이용여부, 취업모의 종사자 지위(상용직/그 외)에 따라 취업을 유지하는 생존함수가 차이가 있는 것으로 나타났다. 학력, 육아지원기관의 충분 정도, 사교육기관의 충분정도와 지역사회 양육의 적절성에 따라서는 생존함수가 차이가 없는 것으로 나타남.
- Cox 비례위험모형 분석결과, 개인대리양육 이용여부와 아버지의 양육참여가 취업을 지속할 수 있는 주요 요인으로 나타남.
 - 개인대리양육자를 이용하고 있는 그룹의 취업 중단 위험이 개인대리양육자를 이용하지 않는 그룹보다 35% 감소하고, 아버지의 양육참여가 높을수록 어머니의 취업 중단 위험이 32% 감소하는 것으로 나타남.
- 여성의 취업 중단 현상을 예방하고 여성의 고용률을 증가시키기 위해 기존의 일·가정 양립 지원 정책의 인식·문화 개선 정책을 보다 적극적으로 시행해야 할 필요가 있으며, 기업주와 근로자 위주의 정책 실행과 함께 지역사회내의 다양한 지원체계의 활용을 제안함.

I. 서론

1. 연구의 필요성 및 목적

미래인적자원의 중요성이 커짐에 따라 세계 각 국은 아동이 출생 이후에 어떠한 성장경로를 보이는지, 부모의 양육과정과 기관의 보육·교육 서비스의 질, 그리고 지역사회의 환경과 정책적 투자는 과연 영유아의 생애초기 경험에 어떻게 작용을 하는지 등에 대한 정책적·학문적 관심이 크다. 한국아동패널 연구는 이러한 질문에 답을 제공할 수 있는 과학적인 자료로서, 2014년 현재 아동이 생후 만 6세가 될 때까지의 생태학적 데이터가 축적되어 있다. 「한국아동패널 2014」 기초분석 보고서에서 살펴본대로, 그 간 국내외 많은 연구를 통해 한국 영유아가구의 양육과정과 아동의 초기 발달에 대한 연구결과가 보고되었다. 그럼에도 불구하고 이러한 주요 변인별 연구결과가 어떠한 상호 연관성을 가지고 아동의 성장발달에 영향을 미치는지, 생애초기의 영향이 누적 또는 소멸되는지, 그리고 주요 주체 간에 어떠한 영향을 주고받는지 등 구체적 기제와 과정에 대한 논의가 여전히 부족하다.

따라서 본 연구는 아동패널의 종단자료를 이용하여 주제별로 연구 과제를 개발하여 한국아동패널 데이터와 연구 성과를 보다 확산, 심화시키기 위한 노력의 일환으로 진행되었다. 원내의 연구진과 다양한 학계 전문가의 참여를 통해 아동패널 영유아기 데이터에 대한 심층 분석을 실시하였다.

이를 통해, 첫째, 패널데이터 분석의 방법론적인 측면에서 횡단면과 종단면 데이터의 복잡성과 측정오차를 고려한 보다 타당한 성장모형의 추정과, 동일 문항에 대한 다중응답자의 특성과 상호영향력을 고려한 새로운 분석방법을 소개하였다. 또한, 패널데이터 자체의 특성을 보다 면밀히 파악하기 위해, 현재 남아 있는 패널과 이미 중도 탈락한 패널의 특성을 비교하여 결측치 보정 또는 부가 조사의 필요성에 대해 검토하고자 하였다. 둘째, 연간 12조 이상의 예산이 투자되는 육아지원정책의 확대와 발전기를 맞아, 이러한 초기투자의 확대가 아동의 발달 경로와 격차, 자녀 성별이 어머니의 노동공급 및 모유수유의 양육행동의 결정에 어떠한 영향을 미치는지 경제학적인 관점에서 질문하고 답하였다. 셋째,

건강과 알레르기 질환 등 생리학적 데이터를 활용하여, 지속적으로 증가 추이에 있는 알레르기 질환의 발생과 유병률이 영유아기 어떠한 인자와 관련이 있는지의학적 관점에서 분석하였다. 이후 확장될 관련 데이터에 대한 건강생리학적 측면의 연구 개발에 시사점이 있을 것으로 본다. 넷째, 그동안 다루지 못했던 한국 영유아의 보육·교육 이용 경험이 이후 성장발달에 미치는 영향에 대해 아동 발달의 관점에서 분석을 시도하였으며, 장시간 이용하는 보육·교육 기관에서의 교사 또래간 상호작용이 아동발달에 미치는 영향 또한 살펴보았다. 본 연구를 통해 보육·교육 효과 연구의 그 첫 걸음을 떼었다. 다섯째, 육아지원정책의 기본 출발점이자 목표이기도 한 출산력 제고와 관련하여, 이미 자녀를 낳은 영유아가구의 후속출산 결정에 영향을 미치는 지역사회 양육환경과 가정환경의 질 그리고 부모의 개인 심리적 특성의 영향력에 대해 살펴보았다. 일·가정 양립에 중요한 임계점이 되는 영유아 자녀를 둔 취업모의 경력단절 및 취업지속 결정 요인에 관해 생존분석을 실시하여 모의 고용률 제고에 유의한 요인을 파악하고자 하였다.

이상의 심층분석을 통해 패널연구가 수행해야할 과제들을 내용적, 방법론적으로 확장시키고, 이러한 연구결과가 주요 정책 의제와 연관되도록 하였다. 이를 통해 다양한 분야에 패널자료를 홍보하고 각 계의 참여와 연구를 활성화시켰으며, 궁극적으로 한국 영유아의 건강한 성장발달을 모니터링 하고 관련 정책과 환경의 영향력을 분석하는데 유의한 시사점을 제공하고자 하였다.

「한국아동패널 2014 심층분석 연구」는 패널아동의 성장과 데이터 축적과 함께 지속될 것이다. 이를 통해 우리나라의 육아지원정책 설계가 이해관계자의 의견이 아닌, 과학적 연구와 실증자료에 기반하여 이루어질 수 있도록, 즉 정책 입안 과정의 절차적 선진화에도 기여하기를 바란다. 이를 통해 한국 아동의 성장발달에 대한 보다 심층적인 기제 연구의 수행 뿐 아니라 육아정책의 수립에 시의성 있는 이슈와 정책적 시사점을 제공할 수 있을 것이다.

2. 분석 자료 및 방법

본 연구에 사용된 자료는 2008~2013년에 조사된 6년간의 패널자료를 이용하였다. 1~4차년도 데이터는 대중에 공개된 자료이나, 5~6차년도 데이터는 공개

이전의 점점 증으로 공개 전 데이터에 대한 검토의 기능도 함께 수행하였다. 2013년 6차년도 데이터는 패널연구진을 중심으로 제한적으로 사용하였으며, 2012년 5차년도 데이터는 연구자 전원이 공유하였다. 사용된 변인과 연구내용에 대해서는 「한국아동패널 2014」 기초분석 보고서 참조를 요한다.

본 보고서에 수록된 연구논문들은 통계분석의 실시를 위해 기술통계치 외에 교차분석, 변량분석, 차이검증, 중다회귀분석, 경로분석, 그리고 SEM, LGM, HLM의 종단연구방법이 사용되었다. 프로그램은 SPSS, SAS, HLM, Mplus, Stata 등의 다양한 패키지가 사용되었다.

3. 연구내용 및 보고서 구성

「한국아동패널 2014 심층분석 연구」는 연구소 원내외 각 계 전문가의 참여를 독려하여, 다양한 분야에서의 연구주제를 발굴하였다.¹⁾ 각 연구진의 연구계획서 제출에 근거하여 수합된 주제를 검토 후 유사주제별로 구성하였다. 본 심층연구의 진행은 연구내용의 측면에서 뿐 아니라, 적용된 분석의 방법이 다양하고, 특히 연구자의 관점이 다른 데에서 오는 다양한 시도와 해석이 이루어진 점이 특징적이다.

우선, 첫째, 데이터 분석의 방법론적인 발전과 적용을 위해, 각 분야에서 많이 사용되고 있는 영유아 성장곡선의 추정 시 측정오차에 대한 고려에 따라 달라지는 추정의 결과에 대해 살펴보았다. 그리고 동일 문항에 대해 다양한 응답자의 다중응답을 담고 있는 아동패널 자료의 가구데이터의 장점을 살릴 수 있는 분석방법으로, 부부와 아동, 부모-자녀의 관계에서 상호 영향을 주고받는 의존성에 대해 행위자-상대자 상호의존성 모형을 통해 분석하였다. 취학 전 유아기에 접어들면서 누적되어가는 패널 이탈률에 대한 심층적인 이해를 위해 아동패널 참여자와 중도 탈락자에 대한 특성이 파악되었다.

둘째, 아동패널 데이터에 대한 경제학적 접근과 활용을 위해, 영유아에 대한 정부의 초기 개입이 갖는 투자 효과에 대해 투입-과정-산출의 경제학적 분석의 틀을 적용하였으며, 자녀에 대한 부모의 초기 투자에 성별 격차가 존재하고 이

1) 본 심층분석 연구는 연구계획서 원내 공모 등의 절차를 거쳐 5월에 시작된 연구로, 중간보고-최종보고 외 원내워크숍 절차를 거쳤으며, 외부 연구진의 논문은 2014 한국아동패널 학술대회(2014. 9. 19)에서 주제발표 하였음.

러한 영향이 어머니 모유수유와 같은 경제적 행위의 결정 및 노동공급에 미치는 영향 등 생애 지속적인 영향력에 대해 조명하였다.

셋째, 건강 및 생리학적인 접근의 일환으로 천식/천명, 비염, 아토피와 같은 알레르기성 질환의 발생 인자와 임신 전 태내환경에서부터 영유아기 생애초기 환경과의 연관성에 대해 분석하였다.

넷째, 영유아기 아동의 발달 추이가 어떠한지, 생애초기 보육·교육 서비스의 이용과 이러한 대리양육의 시작시기가 이후 아동의 성장발달에 미치는 영향은 무엇인지, 그리고 기관에서 교사와의 상호작용이 아동발달에 미치는 영향이 또래관계와 비교하여 어떠한지에 대해 분석하였다.

다섯째, 출산 및 취업에 미치는 영향 요인을 알아보기 위해, 영유아부모의 후속출산에 영향을 미치는 지역사회 및 가정환경, 개인의 특성을 탐색하였으며, 영유아자녀를 둔 취업모가 취업을 지속할 수 있는 결정 요인에 대한 생존분석이 이루어졌다.

II. 방법론적 접근과 적용

1. 영유아 행동의 성장곡선 추정에 미치는 측정의 오차 영향:
잠재특성모형과 관찰점수 모형의 비교

강상진 (연세대학교 교육학과 교수)

2. 부부 사이의 행위자-상대자 상호의존성 효과와 자녀의
또래 상호작용의 관계검증

홍세희 (고려대학교 교육학과 교수)

3. 한국아동패널 탈락자 특성 분석

임준범·이예진·김소아 (육아정책연구소 아동패널·국제연구팀)

영유아 행동의 성장곡선 추정에 미치는 측정의 오차 영향: 잠재특성모형과 관찰점수 모형의 비교

강상진 (연세대학교 교육학과 교수)

1. 서론

가. 연구의 필요성과 목적

인간의 성장과 발달을 탐구하는 주제는 사회과학 연구에서 보편성을 갖는다. 사람은 생애 발달단계에 따라 다양한 특징을 드러내며 성장한다. 특히 영유아기는 한 개인의 생애에서 성장과 발달의 기초를 형성하는 시기이며, 이 시기에 신체적, 인지적, 정서적인 특성이 빠르게 발달하는 현상을 보이고 있다. 따라서 유아를 대상으로 수행되는 모든 가정적, 사회적, 교육적 지원은 개인의 생애에 걸쳐 영향을 미칠 수 있으므로, 유아의 성장과 발달을 지원하는 제반 활동은 그 효과가 생애에 걸쳐 누적된다고 할 수 있다. 역으로 유아를 대상으로 수행되는 부적절한 사회적, 가정적, 교육적 행위들은 그 폐해가 심대할 수 있다. 따라서 유아의 성장과 발달을 돕는 적절한 사회적, 가정적, 교육적 지원방안을 탐구하고 개발하는 것은 국가와 사회가 당위성을 갖고 추진해야 할 과제이다.

그러나 유아를 지원하는 일체의 행위가 그 무엇이든, 그 행위의 적절성을 파악하려면, 우선적인 조건은 유아가 어떠한 과정을 거쳐서 발달하는지를 파악하는 일이다. 즉, 개인의 인지적, 정서적, 심동적 특성의 성장곡선이 우선적으로 파악되지 않는다면, 유아의 지원정책이 유효한 것인지 판단하기 어려우며, 적절한 유아지원 방안을 과학적으로 탐구하기도 어렵다. 유아의 다양한 특성이 어떠한 모습으로 변화하는지를 적절히 규명할 수 있다면, 다양한 교육적 지원행위나 실험적인 조치들이 어떠한 변화를 이끌어 내는지 밝히는 준거가 될 수 있다. 하지만, 유아의 성장곡선을 파악하는 방법은 지난한 방법이다.

성장과 발달이라는 표현에는 시간적인 변화의 개념이 포함되어 있으므로, 결

국 개인 혹은 집단의 성장곡선을 규명하기 위해서는 종단자료가 요청된다. 종단 자료에 기초하여 유아의 성장곡선을 파악하는 과제는 과학적으로 중요한 의미를 갖는다. 모든 인과관계 추론의 조건에서 충족하기 어려운 조건은 소위 혼재 변수(confounding variable)의 통제이다(Shadish, Cook, & Campbell, 2002). 따라서 개인의 성장곡선에서 시간에 따른 발달에 의하여 성장곡선이 변화하는 것인지, 아니면 환경과 다양한 교육적, 사회적 지원의 영향으로 성취를 통하여 성장을 이루었는지 구분하기 위해서는 동일한 개인 혹은 집단을 반복측정하는 자료가 요청된다. 즉, 두 시점에서 동일한 개체의 관찰값을 확보하여 비교할 때, 그 차이가 시간에 의한 발달이라고 정의할 수 있기 때문이다. 동일한 개체가 반복측정된다는 것은 측정시점 간 비교하는 관찰대상이 동일하다는 것이므로, 수없이 많은 혼재변수가 저절로 통제되는 효과가 있다. 즉, 비교대상인 집단 간 동등성을 확보하기 위한 실험적 통제 중에 가장 강력한 방법은 동일한 개체를 반복측정하는 것이다.

오늘날 사회과학 전반에 걸쳐서, 과학적 연구를 위한 종단자료의 가치는 보편적으로 인정받고 있으며, 우리나라에서도 2000년대에 이르러 다양한 국책연구기관에서 전국을 대표하는 종단자료를 수집하여 연구자들을 지원하고 있다(예: 한국교육종단연구, 학교교육수준 및 실태분석, 한국교육고용패널자료, 한국청소년패널자료, 아동패널데이터 등). 또한 각 국책연구기관에서 자체적으로 수집한 종단자료의 활용도를 높이기 위하여 학술대회를 개최하고 있으며, 최근에 이르러 이와 같은 학술대회는 종단자료를 구축하는 연구활동에서 보편적인 절차로 자리잡게 되었다.

종단자료를 분석하는 연구들이 확산되면서, 종단자료의 수집 및 관리 그리고 통계적 분석방법은 학계의 중요한 연구주제가 되었으며, 종단자료의 분석에 적절한 다양한 통계적 방법이 소개되고 있다. 또한 개인의 성장과 발달에 영향을 미치는 요인을 탐구하는 연구는 매우 활성화되고 있다(김선옥, 2005; 염미애·문혁준, 2008). 반면에, 개인의 성장곡선을 적절히 규명하기 위한 연구는 소홀하다. 이미 언급한 바와 같이, 즉, 개인의 인지적, 정서적, 심동적 특성의 성장곡선에 오류가 있다면, 이에 근거하여 개인의 성장과 발달에 영향을 미치는 요인을 탐구하는 것은 효용성이 낮은 활동이라고 할 수 있다. 한 걸음 나아가, 현재와 같이 출산율이 저하된 상황에서 정부는 육아지원정책을 확대하고 있으며, 정부가 지원하는 정책의 영향이 어떠한지 높은 관심을 가지고 있다. 정부의 육아지원정

책은 양육부모와 유아 등을 모두 대상으로 하지만, 궁극적으로는 유아의 성장과 발달이 정책의 효과를 평가하는 궁극적인 준거가 될 것이다. 따라서 유아의 성장과 발달이 어떠한 경로의 궤적을 갖는지를 파악하는 것은, 다양한 설명변수와 정책변수를 도입하여 개인 및 집단 간 성장곡선의 차이를 설명하려는 노력보다 우선한다고 할 수 있다.

유아의 성장과 발달을 주제로 한 연구들에서도 공통적으로 발견되는 점은 유아의 성장과 발달의 궤적을 탐구하는 연구의 필요성이다. 그러나 이전의 연구들은 많은 경우에, 패널자료가 아닌 코호트 자료나, 횡단자료를 분석하여 연령에 따른 경향분석에 의존한다(유준호·오승아, 2011). 개인을 반복 관찰하여 수집한 패널자료를 분석하는 경우에도 흔히 여러 집단의 평균적인 변화를 비교하는 분석에 의존한다. 예를 들어, 반복측정 분산분석기법을 활용하거나, 회귀분석방법으로 평균변화를 추정한다. 한걸음 나아가, 유아는 자기보고를 하기 어려우므로, 유아를 반복관찰하여 수집한 자료는 다른 연령대의 개인을 반복관찰한 자료보다 측정의 오차가 더 개입될 여지도 있다.

연구는 영유아 행동특성의 성장곡선이 어느 정도 측정의 오차에 강인성을 갖는지 밝히고, 이에 따른 적절한 통계적 방법을 제안하기 위한 것이다. 영유아의 행동특성을 측정할 적도에 오차가 개입되어 있으면, 관찰척도에 기초한 영유아의 성장과 발달곡선은 추정의 정밀도에 영향을 받을 수 있다. 또한 영유아 행동의 성장곡선이 정확히 규명되지 않으면, 성장곡선에 영향을 미치는 변수를 탐구하는 연구는 타당성을 잃을 수 있다. 이에 따라, 이 연구에서는 영유아의 행동특성을 종속변수로 분석할 때, 측정의 오차가 개입된 경우와, 그렇지 않은 경우에 영유아의 성장곡선에 어떠한 차이가 있는지를 탐구하려는 것이다. 종속변수에 측정오차가 개입된 경우는, 개인의 심리적 특성이 여러 문항의 합성변수인 척도로 측정된 경우이다. 잠재특성변수로 분석하는 경우는 척도의 진점수(true score)를 종속변수로 하는 경우이다. 두 가지 종속변수의 자료를 다층성장모형으로 분석하여 아동패널자료에서 측정의 오차가 성장곡선의 추정과 분석에 영향을 미치는 잠재적인 영향을 평가하고, 적절한 분석모형을 제안하는 것이 이 연구의 목적이다.

나. 연구문제

영유아 행동의 성장곡선 추정에 측정의 오차가 미치는 영향을 탐구하여, 적

절한 분석모형을 제안하려는 연구의 목적을 성취하기 위하여, 이 연구는 다음의 연구문제에 응답한다.

1) 영유아 행동특성의 성장곡선 추정에서 종속변수를 잠재특성으로 하는 다층모형과 관찰점수로 사용하는 다층모형에 의하여 추정된 성장곡선들의 모수 추정치의 값과, 표준오차, 그리고 가설검정 결과에는 차이가 있는가?

2) 영유아 행동특성의 성장곡선에서 개인차 변산을 설명하는 구조모형에서 설명변수의 회귀계수는 추정치의 값, 표준오차, 그리고 가설검정결과에는 차이가 있는가?

위의 두 연구문제는 모두 고정효과 회귀계수의 추정과 가설검정에서 종속변수의 측정오차가 어떻게 영향을 미치는지 파악하려는 것이므로 통계학적으로는 동등한 문제이다. 둘째의 연구문제를 추가로 탐구하는 이유는 영유아의 성장과 발달에 영향을 미치는 요인을 탐구하는데, 측정오차로 인하여 회귀계수 및 표준오차의 크기, 가설검정 결과가 어느 정도 영향을 받는지 구체적으로 예시하기 위한 것이다. 이 연구에서 영유아의 구체적인 행동특성으로서 사회성의 발달과정을 분석하여 측정오차의 영향을 예시한다.

2. 이론적 배경

가. 유아의 행동특성 변수와 측정의 오차

1) 영유아 행동을 측정하는 변수의 특성

인간의 잠재적 특성인 인지적, 정의적, 심동적 영역을 측정하고 수량화 할 때는 직접적인 측정이 불가하므로 검사라는 도구를 이용하여 간접 측정한다. 검사라는 도구를 이용하여 수를 부여하는 과정을 측정(measurement)이라 하며, Thorndike(1918)는 어떤 것이 존재하는 것은 양으로 존재하고, 그러므로 측정할 수 있다고 하였다. 자를 이용하여 사물의 길이를 측정하고자 할 때 측정 도구인 자에는 오차가 존재하듯이 인간의 특성을 재는 검사에도 측정의 오차를 내포하고 있다. 이는 고전검사 이론의 중요한 가정이기도 하다. 특히, 영유아는 성인이나 청소년과 다르게 사고의 폭이 좁고 아직 발달하는 과정이기에 측정의 오차는 더 커질 수밖에 없으며 유아의 행동이나 잠재적인 특성을 재고자 할 때는

측정의 오차를 반드시 고려할 필요가 있다.

영유아 행동을 포함하는 사회과학에서 측정하고자 하는 변수의 특성은 측정하는 문항의 수에 따라 단일문항측정(single item measurement)과 두 개 이상의 문항으로 구성하는 다중문항측정(multiple item measurement)로 나눌 수 있다.

단일문항측정은 인간의 잠재적인 특성을 측정하기에는 어려움이 있으므로 사실적인 특성을 측정한다. 예를 들어, 사실적인 여부를 재는 자기보고식 척도에 성별, 나이, 교육수준 등이 있다. 단일문항측정은 문항의 신뢰도나 타당도와 같은 측정치의 양호도 정보가 없다.

다중문항측정은 흔히 우리가 사용하고 있는 여러 문항들로 구성된 검사가 여기에 해당한다. 이는 단일문항측정과 달리 영유아의 잠재적인 특성을 측정할 때 사용된다. 측정하고자 하는 잠재적인 특성을 구인이라 하며 이에 따라 여러 하위문항으로 구성되는 형태를 가지며 이를 척도라고 한다. 척도를 개발하거나 구성하고자 할 때는 반드시 도구의 양호도 정보인 신뢰도나 타당도 정보가 포함되어야 한다. 측정 도구의 양호도 정보를 제공하는 것은 검사가 측정의 오차를 지니고 있기 때문이다.

일반적으로 검사 시 측정오차의 근원은 세 가지로 구분할 수 있는데 첫째, 검사도구 자체에 기인하는 경우, 둘째, 검사의 실시과정에 기인하는 경우, 셋째, 피험자에 기인하는 경우이다(강승호·김양분, 2004; Cohen, Swerdlike & Smith, 1992; 임인재, 1973; 이준옥, 1999). 첫 번째 경우는 오차의 근원이 검사에 속한 특정 문항 때문에 나타나며, 두 번째 경우는 검사 시행시의 물리적 상황, 환경조건, 검사 지시사항, 채점자 등에 따라 나타난다. 세 번째 경우는 검사를 받는 피험자의 동기, 검사 경험, 검사 불안 등에 따라 나타난다(강승호·김양분, 2004).

예를 들어, 관찰법을 통해 연구자가 영유아의 특성을 측정하고자 하는 경우 평정척도법(Rating Scales), 행동목록표(Checklist) 등을 이용할 수 있다. 관찰 연구의 측정오차는 주로 관찰자 자신의 편견이나 기대가 관찰에 영향을 주고 오류를 발생시키는 '관찰자 효과'에 의해 주로 발생한다(황해익, 2004). '관찰자 효과'에는 관찰대상에 미치는 관찰자의 효과, 관찰자의 개인적 편견, 평정의 오류, 기록의 생략, 관찰자의 표류 등을 포함하며(정옥분, 2008), 이는 수집한 자료의 신뢰도와 타당도에 부정적인 영향을 끼치게 된다. 그 외에 관찰시의 상황 및 환경 조건, 피험자의 불안, 동기, 정서 및 신체 상태 등도 영향을 준다.

조사연구를 통해 영유아 행동을 연구하는 경우에는 주로 질문지법과 면접법

을 많이 사용하는데, 질문지법에서는 응답형식에 따라 개방형, 폐쇄형 질문지를 주로 사용한다(송인섭 외, 2001). 질문지법의 경우 측정오차의 근원은 문항과 피험자에 기인한 경우가 대부분이나(황해익, 2004), 그 이외에도 검사를 시행할 때의 특수한 상황 및 환경조건, 검사 지시사항 및 검사 피험자의 신체 상태 등이 영향을 주기도 한다.

면접법의 경우 미리 준비된 질문지가 있는지 여부에 따라 표준화 면접법과 비표준화 면접법 등을 사용한다. 면접법의 경우 개인차, 면접자의 영향, 상황 조건, 피로, 긴장, 흥분 등의 오차 요인들이 영향을 준다(송인섭 외, 2001). 표준화 면접법의 경우 질문지 문항이, 비표준화 면접법의 경우 면접자가 측정오차에 더 큰 영향을 미칠 수 있다.

2) 한국아동패널자료의 유아 행동특성 변수와 측정오차

한국아동패널자료의 문항특성 변수들은 대부분의 경우 복수의 문항으로 구성된 척도 변수를 사용하여 측정하고 있다. 한국아동패널자료 중 유아 행동특성과 관련된 두 가지 검사(EAS 기질 검사, K-ASQ 검사)를 대상으로 검사 각각에 대해서 변수특성과 측정오차에 대해서 살펴보도록 하겠다.

가) 사회정서발달: EAS 기질검사

EAS 기질 검사는 주로 영유아의 사회 및 정서 발달을 측정하고 있는데 크게 활동성, 부정적 사회성(정서성), 사회성 세 가지로 영역으로 나뉜다.

활동성 문항으로는 '우리 아이는 항상 끊임없이 움직인다', '우리 아이는 매우 활동적이다' 등이 있고, 부정적 사회성(정서성)의 문항으로는 '우리 아이는 잘 운다', '우리 아이는 화가 났을 때 격하게 반응한다' 등이 있다. 사회성 문항으로는 '우리 아이는 사람들과 함께 있기를 좋아한다', '우리 아이는 사교적이다' 등이 있다. 이와 같은 세 가지 검사 영역 각각에 더 자세히 살펴보도록 하겠다.

(1) 활동성

활동성을 측정하는 문항은 총 5문항이며 모두 5점 척도(전혀 그렇지 않다, 별로 그렇지 않다, 보통이다, 대체로 그렇다, 매우 그렇다)를 사용하였다. 활동성 문항은 2008부터 2012년까지 5년 동안 조사되었으며, 이에 대한 간략한 기술통계 및 신뢰도 정보는 다음 <표 II-1-1>에서 살펴볼 수 있다. 아래 표에서 살펴볼 수 있듯이 활동성 척도의 신뢰도는 0.694에서 0.784의 범위를 가진다. 또한 신뢰도에

기초하여 산출된 측정오차는 1.34에서 1.51의 범위를 가짐을 알 수 있다.

<표 II-1-1> 활동성 척도(EAS 기질 검사) 기술통계 및 신뢰도

| 년도 | N | 최소값 | 최대값 | 평균 | 표준편차 | 신뢰도 | 측정의 표준 오차 |
|-------|-------|-----|-----|-------|------|-------|-----------|
| 2008년 | 2,058 | 8 | 25 | 18.63 | 2.73 | 0.694 | 1.51 |
| 2009년 | 1,889 | 8 | 25 | 19.56 | 2.89 | 0.784 | 1.34 |
| 2010년 | 1,766 | 7 | 25 | 19.51 | 2.94 | 0.775 | 1.39 |
| 2011년 | 1,697 | 9 | 25 | 19.08 | 3.00 | 0.781 | 1.40 |
| 2012년 | 1,666 | 8 | 25 | 18.81 | 3.02 | 0.757 | 1.49 |

(2) 부정적 사회성(정서성)

부정적 사회성(정서성)을 측정하는 문항은 총 5문항이며 모두 5점 척도(전혀 그렇지 않다, 별로 그렇지 않다, 보통이다, 대체로 그렇다, 매우 그렇다)를 사용하였다. 부정적 사회성(정서성)도 역시 2008부터 2012년까지 5년 동안 조사되었으며, 이에 대한 간략한 기술통계 및 신뢰도 정보는 다음 <표 II-1-2>에서 살펴볼 수 있다. 아래 표와 같이 부정적 사회성(정서성) 척도의 신뢰도는 0.725에서 0.757의 범위를 가진다. 또한 신뢰도에 기초하여 산출된 측정오차는 1.54에서 1.62의 범위를 가짐을 알 수 있다.

<표 II-1-2> 부정적 사회성(정서성) 척도(EAS 기질 검사) 기술통계 및 신뢰도

| 년도 | N | 최소값 | 최대값 | 평균 | 표준편차 | 신뢰도 | 측정의 표준 오차 |
|-------|-------|-----|-----|-------|------|-------|-----------|
| 2008년 | 2,044 | 5 | 25 | 13.58 | 3.06 | 0.732 | 1.58 |
| 2009년 | 1,892 | 5 | 25 | 13.55 | 3.13 | 0.757 | 1.54 |
| 2010년 | 1,766 | 6 | 25 | 14.22 | 3.07 | 0.727 | 1.60 |
| 2011년 | 1,698 | 5 | 25 | 14.37 | 3.08 | 0.725 | 1.62 |
| 2012년 | 1,670 | 5 | 25 | 13.99 | 3.20 | 0.752 | 1.59 |

(3) 사회성

사회성을 측정하는 문항도 총 5문항, 5점 척도(전혀 그렇지 않다, 별로 그렇지 않다, 보통이다, 대체로 그렇다, 매우 그렇다)를 사용하였다.

사회성은 2010부터 2012년까지 3년 동안 조사되었으며, 이에 대한 간략한 기술통계 및 신뢰도 정보는 다음 <표 II-1-3>에서 살펴볼 수 있다. 아래 표와 같

이 사회적 척도의 신뢰도는 0.826에서 0.839의 범위를 가진다. 또한 신뢰도에 기초하여 산출된 측정오차는 2.21에서 2.25의 범위를 가짐을 알 수 있다.

〈표 II-1-3〉 사회적 척도(EAS 기질 검사) 기술통계 및 신뢰도

| 년도 | N | 최소값 | 최대값 | 평균 | 표준 편차 | 신뢰도 | 측정의 표준 오차 |
|-------|-------|-----|-----|-------|-------|-------|-----------|
| 2010년 | 1,755 | 15 | 50 | 35.88 | 5.52 | 0.839 | 2.21 |
| 2011년 | 1,695 | 13 | 50 | 35.37 | 5.48 | 0.831 | 2.25 |
| 2012년 | 1,663 | 12 | 50 | 35.54 | 5.39 | 0.826 | 2.25 |

나) 인지·언어·사회·정서 발달 : K-ASQ검사

K-ASQ 검사는 크게 문제 세 가지 영역인 문제해결(인지발달), 의사소통(언어 발달), 개인·사회성(사회·정서발달)로 구분되며, 이 영역들 각각에 대한 기술통계 및 신뢰도 정보를 살펴보도록 하겠다.

(1) 문제해결(인지발달)

문제해결(인지발달)을 측정하는 문항은 총 6문항이며 3점 척도(예, 가끔, 아니오)로 구성되어 있다. 문제해결(인지발달)은 2008부터 2010년까지 3년 동안 조사되었으며, 이에 대한 기술통계 및 신뢰도 정보는 다음 <표 II-1-4>에서 살펴볼 수 있다. 아래 표와 같이 문제해결(인지발달) 척도의 신뢰도는 0.442에서 0.618의 범위를 가진다. 또한 신뢰도에 기초하여 산출된 측정오차는 4.56에서 7.35의 범위를 가짐을 알 수 있다.

〈표 II-1-4〉 문제해결(인지발달, K-ASQ검사) 기술통계 및 신뢰도

| 년도 | N | 최소값 | 최대값 | 평균 | 표준 편차 | 신뢰도 | 측정의 표준 오차 |
|-------|-------|-----|-----|-------|-------|-------|-----------|
| 2008년 | 1,992 | 0 | 60 | 56.02 | 7.35 | 0.615 | 4.56 |
| 2009년 | 1,903 | 0 | 60 | 49.53 | 11.90 | 0.618 | 7.35 |
| 2010년 | 1,778 | 0 | 60 | 54.09 | 7.84 | 0.442 | 5.86 |

(2) 의사소통(언어발달)

의사소통(언어발달)을 측정하는 문항도 6문항과 3점 척도(예: 가끔, 아니오)로 구성되어 있다. 의사소통(언어발달)도 2008부터 2010년까지 3년 동안 조사되었

으며, 이에 대한 기술통계 및 신뢰도 정보는 다음 <표 II-1-5>에서 살펴볼 수 있다. 아래 표와 같이 의사소통(언어발달) 척도의 신뢰도는 0.593에서 0.693의 범위를 가진다. 또한 신뢰도에 기초하여 산출된 측정오차는 5.38에서 7.21의 범위를 가진다.

<표 II-1-5> 의사소통(언어발달, K-ASQ검사) 기술통계 및 신뢰도

| 년도 | N | 최소값 | 최대값 | 평균 | 표준 편차 | 신뢰도 | 측정의 표준 오차 |
|-------|-------|-----|-----|-------|-------|-------|-----------|
| 2008년 | 1,992 | 10 | 60 | 53.53 | 9.01 | 0.643 | 5.38 |
| 2009년 | 1,903 | 5 | 60 | 49.22 | 11.30 | 0.593 | 7.21 |
| 2010년 | 1,778 | 0 | 60 | 52.82 | 11.04 | 0.693 | 6.12 |

(3) 개인-사회성(사회·정서 발달)

개인-사회성(사회·정서 발달)을 측정하는 문항도 총 6문항, 3점 척도(예, 가끔, 아니오)로 구성되어 있다. 개인-사회성(사회·정서 발달)도 2008부터 2010년까지 3년 동안 조사되었으며, 이에 대한 기술통계 및 신뢰도 정보는 다음 <표 II-1-6>에서 살펴볼 수 있다. 아래 표와 같이 개인-사회성(사회·정서 발달) 척도의 신뢰도는 0.583에서 0.646의 범위를 가진다. 또한 신뢰도에 기초하여 산출된 측정오차는 5.26에서 6.50의 범위를 가진다.

<표 II-1-6> 개인-사회성(사회·정서 발달, K-ASQ검사) 기술통계 및 신뢰도

| 년도 | N | 최소값 | 최대값 | 평균 | 표준 편차 | 신뢰도 | 측정의 표준 오차 |
|-------|-------|-----|-----|-------|-------|-------|-----------|
| 2008년 | 1,992 | 5 | 60 | 54.37 | 8.40 | 0.583 | 5.42 |
| 2009년 | 1,903 | 0 | 60 | 52.49 | 10.93 | 0.646 | 6.50 |
| 2010년 | 1,778 | 0 | 60 | 54.84 | 8.81 | 0.644 | 5.26 |

나. 회귀분석모형과 측정의 오차

1) 회귀모형과 가정

회귀모형은 설명변수들의 선형조합을 통하여 종속변수의 변산을 설명하려는 통계모형이다. 회귀모형은 사회과학연구에서 가장 보편적으로 활용되는 통계모

형 중의 하나이며, 한국아동패널 자료의 분석에서도 활용될 가능성이 높은 통계 모형이라고 할 수 있다. 또한 회귀모형은 선형모형이므로, 회귀모형에 대한 지식은 모든 고급통계모형의 활용을 위한 기초지식이 된다.

회귀모형은 통계모형이므로 다른 모든 통계모형과 마찬가지로 특정한 가정을 조건으로 한다. 또한 통계모형은 연구자의 이론을 수학적식으로 전환한 것이므로, 연구자의 이론이 통계모형에 적절히 반영되기 위한 전제조건은 통계모형으로서 회귀모형의 가정이 충족된 경우로 제한될 수 있다. 따라서 회귀모형에 의한 연구자의 분석결과가 적절한지를 평가하는 방법 중의 하나는 모형이 통계적 가정을 충족하는지 평가하는 것과도 같다. 다음은 회귀모형과 통계적 가정이다.

회귀모형:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_p X_{pi} + e_i, \quad e_i \sim N(0, \sigma^2) \quad (2.1)$$

식(2.1)에서 Y_i 는 i 번째 관찰단위의 종속변수 값이며, X_{pi} 는 설명변수들이다. 여기서 β_p 는 p 번째 설명변수의 종속변수에 대한 회귀계수이며, 이는 X_{pi} 의 값이 1점 높아질 때, Y 값의 평균변화량으로 해석된다. 예를 들어, X_1 이 유아의 월령이고, Y 가 사용하는 어휘의 수이고, 추정된 회귀계수의 값이 $\hat{\beta}_1 = 22.5$ 라면, 유아의 다른 변수들(X_2, \dots, X_p)의 조건이 동일하다면, 나이가 1개월 높은 유아는 어린 유아보다 평균 22.5개의 어휘를 더 많이 사용한다고 해석하는 것이다. 이와 같은 해석이 타당하려면 식(2.1)의 회귀모형은 다음의 가정을 충족해야 한다.

첫째, 종속변수 Y 와 모든 X 변수들은 선형관계를 갖는다. 둘째, 오차항인 e_i 는 정규분포를 갖는다. 셋째, 오차항 e_i 의 평균은 0이고, 분산은 회귀선을 중심으로 일정하다. 여기서 회귀선은 식(2.1)의 평균선으로서 $E(Y | X_1, \dots, X_p)$ 이다. 넷째, 오차항간 상호 독립이다. 즉, $Cov(e_i, e_j) = 0$, ($i \neq j$)이다. 마찬가지로 $Cov(Y_i, Y_j) = 0$ 이다. 다섯째, 모든 X 변수는 측정의 오차가 없이 관찰된 변수이다. 여섯째, 종속변수 Y 와 오차항인 e 는 상호독립이다. 즉, $Cov(Y_i, e_i) = 0$ 이다. 일곱째, 설명변수 X 와 오차항 e 도 상호 독립이다.

위의 가정들은 연구자의 자료에 따라 쉽게 충족되는 경우도 있으며, 가정을

위배하는 경우도 있다. 예를 들면, 과연 유아의 어휘력이 연령에 따라 선형적으로 증가하는가는 적절한 가정이 아닐 수 있다. 유아의 어휘력은 영유아 단계에서 선형으로 단조증가하지 않기 때문이다. 위에 제시한 가정 중에서 본 연구와 직접적으로 관련을 갖는 가정은 포함되어 있지 않다. 즉, 회귀분석모형에서 종속변수 Y 에 대한 가정은 분포에 대한 가정만 존재하며, 측정오차를 포함하지 않는다. 즉, 통계학적 관점에서 종속변수 Y 는 정규분포를 갖는 무선변수로서의 성질만 요구한다. 따라서 실제 연구에서 종속변수가 척도변수로서 측정의 오차가 개입된 경우에 회귀계수와 표준오차, 그리고 가설검정의 결과가 어떻게 영향을 받는지를 설명하는 연구는 희소하다. 실제로 통계모형을 다루는 대표적인 전문서에서 설명변수 X 의 측정오차에 관한 가정은 흔히 누락되고 있으며, 종속변수 Y 의 측정오차 문제는 통계학적 관점에서는 다루어지지 않는다(예: Draper & Smith, 1998). 여기서는 회귀분석모형의 경우에 설명변수 X 에 측정의 오차가 개입된 경우와 종속변수 Y 에 측정의 오차가 개입된 경우에 회귀계수와 표준오차 그리고 가설검정의 결과를 검토한다.

2) 설명변수 X 에 측정의 오차가 개입된 경우

회귀모형의 설명변수에서 측정의 오차가 개입된 경우에 회귀계수의 추정과 가설검정에 어떠한 영향을 미치는지 이론적으로 파악하기 위하여 편의상 단순 회귀모형의 경우를 검토한다.

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + e_i, \quad e_i \sim N(0, \sigma^2) \quad (2.2)$$

위의 모형에서 회귀계수 β_1 은 아래와 같이 정의된다.

$$\beta_1 = \frac{\sigma_{XY}}{\sigma_X^2}, \quad \beta_0 = \mu_Y - \beta_1 \mu_X \quad (2.3)$$

식(2.3)에서 σ_{XY} , σ_X^2 , 그리고 μ_Y , μ_X 등은 모수 값으로서 측정의 오차가 없는 수치이다. 따라서 만일 설명변수 X 에 측정의 오차가 개입된다면, 위의 수식에 어떠한 영향이 발생하는지를 검토할 수 있다. 이제 진점수 이론(True

score theory)(Allen & Yen, 1979)에 의하여 관찰점수 X 와 Y 에 오차가 존재한다면, 두 변수의 측정모형은 아래와 같다.

$$X = T_X + E_X \quad (2.4)$$

$$Y = T_Y + E_Y$$

위의 모형에서 관찰점수 X 와 Y 는 진점수 T_X , T_Y 와 오차점수 E_X , E_Y 로 구성된다. 식(2.3)의 식에서 X 와 Y 가 참값을 갖는 경우, $X = T_X$, $Y = T_Y$ 인 경우이므로, 식(2.3)은 다음과 같이 다시 제시할 수 있다.

$$\beta_1 = \frac{\sigma_{XY}}{\sigma_X^2} = \frac{\sigma_{T_X T_Y}}{\sigma_{T_X}^2} \quad (2.5)$$

이제 X 변수에만 측정의 오차가 개입된 경우를 고려하면, 회귀계수 β_1 의 분자인 공분산은 아래와 같다.

$$\sigma_{XY} = Cov(X, T_Y) = Cov(T_X + E_X, T_Y) = Cov(T_X, T_Y) = \sigma_{T_X T_Y} \quad (2.5)$$

위의 식에서 $Cov(E_X, T_Y) = 0$ 이므로, 관찰점수 X 에 오차가 개입되어도 공분산 σ_{XY} 의 값은 비편향적이다. 그러나 식(2.5)에서 β_1 의 분모인 σ_X^2 은 이와 다르다.

$$\sigma_X^2 = Var(X) = Var(T_X + E_X) = \sigma_{T_X}^2 + \sigma_{E_X}^2 > \sigma_{T_X}^2 \quad (2.6)$$

따라서 회귀모형의 가정을 만족하는 조건으로서 관찰점수 X 에 측정의 오차가 없는 경우의 회귀계수 추정량을 β_1^* , 측정의 오차가 개입된 경우의 회귀계수의 추정량을 $\hat{\beta}_1$ 라고 하면, 다음의 식이 성립한다.

$$E(\hat{\beta}_1) = E\left(\frac{s_{XY}}{s_X^2}\right) = \frac{\sigma_{XY}}{\sigma_X^2} = \frac{\sigma_{T_X T_Y}}{\sigma_{T_X}^2 + \sigma_{E_X}^2} < \beta_1 \quad (2.7)$$

$$E(\beta_1^*) = E\left(\frac{s_{T_X Y}}{s_{T_X}^2}\right) = \frac{\sigma_{T_X T_Y}}{\sigma_{T_X}^2} = \beta_1 \quad (2.8)$$

식(2.7)은 X 에 측정의 오차가 개입되면, 회귀계수는 축소 추정되는 편향성을 갖는다는 것을 알려준다. 식(2.3)의 절편계수 β_0 의 식에 식(2.7)의 결과를 대입하면, β_0 도 축소 추정되는 편향성을 갖는다.

다른 한편에서, 가설검정을 위한 검정통계량은 $t = \hat{\beta}/s_{\hat{\beta}}$ 이므로, 표준오차 $s_{\hat{\beta}}$ 의 값을 검토할 필요가 있다. X 에 측정오차가 없다면, 회귀계수의 분산과 표준오차의 추정식은 아래와 같다.

$$Var(\beta_1^*) = \frac{\sigma^2}{SS_X} = \frac{\sigma^2}{(N-1)\sigma_X^2} \quad (2.9)$$

이므로, 표준오차의 추정식은

$$s_{\hat{\beta}_1} = (\widehat{Var}(\hat{\beta}_1))^{1/2} = \sqrt{\frac{\hat{\sigma}^2}{(N-1)\hat{\sigma}_X^2}} = \sqrt{\frac{s_{Y|X}^2}{(N-1)s_X^2}} \quad (2.10)$$

이다. 이제 설명변수 X 에 측정의 오차가 개입된다면, $X = T_X + E_X$ 이므로, 식(2.9)에 대응하는 식은 아래와 같다.

$$Var(\hat{\beta}_1) = \frac{\sigma^2}{SS_X} = \frac{\sigma^2}{(N-1)(\sigma_{T_X}^2 + \sigma_{E_X}^2)} \quad (2.11)$$

따라서 $Var(\hat{\beta}_1) < Var(\beta_1^*)$ 이다. 요약하면, 설명변수 X 에 측정오차가 개입되면, 회귀계수와 표준오차는 모두 축소 추정된다고 할 수 있다.

회귀모형에 의한 가설검정에서 영가설 $H_0: \beta_1 = 0$ 를 검정하기 위한 통계량은 $t = \hat{\beta}_1 / s_{\hat{\beta}_1}$ 이므로, 설명변수 X 에 측정오차가 개입되면, 분자와 분모가 모두 축소 추정되므로, 검정통계량 t -값의 크기는 아래의 모습을 갖는다.

$$t = \frac{\sqrt{(N-1)}\sigma_{XY}}{\sigma_{Y|X}\sqrt{\sigma_{T_X}^2 + \sigma_{E_X}^2}} \quad (2.12)$$

위의 식(2.12)에서 검정통계량 t -값의 크기는 측정오차 분산의 유무만큼 차이가 있으므로, 설명변수 X 에 측정오차 분산이 클수록, 검정통계량 t -값도 작아지고, 가설검정을 위한 검정력도 약해진다.

3) 종속변수 Y 에 측정의 오차가 개입된 경우

회귀모형에서 종속변수인 Y 에 대한 가정은 정규성, 상호독립성이다. 따라서 Y 변수에 대한 측정의 오차는 회귀모형의 가정에 포함되지 않는다. 통계학적 관점에서는 Y 가 무선변수(random variable)인 것이 중요하며, 측정의 오차여부는 중요한 관점이 아니다. 그러나 사회과학연구에서 Y 변수에 측정의 오차가 개입된 경우도 흔히 존재하는 연구상황이므로, 회귀모형의 추정에 어떠한 영향을 미치는지 검토할 필요는 있다. 이제 식(2.3)과 식(2.5)를 참조하여 X 변수에는 측정의 오차가 없고, 종속변수 Y 에 측정오차가 개입된 경우에 회귀계수의 정의를 고려하면 아래와 같다.

$$\sigma_{XY} = Cov(X, Y) = Cov(T_X, T_Y + E_Y) = Cov(T_X, T_Y) = \sigma_{T_X T_Y} \quad (2.13)$$

$$\sigma_X^2 = Var(T_X) = \sigma_{T_X}^2$$

따라서 종속변수 Y 에 측정오차가 개입되어도, 회귀계수의 추정량은 비편향적이다. 즉,

$$E(\hat{\beta}_1) = E\left(\frac{s_{T_X Y}}{s_{T_X}^2}\right) = \frac{\sigma_{T_X T_Y}}{\sigma_{T_X}^2} \quad (2.14)$$

이 성립한다. 그러나 검정통계량 $t = \hat{\beta}/s_{\hat{\beta}}$ 은 표준오차 $s_{\hat{\beta}}$ 의 값에도 영향을 받는다. 따라서 종속변수 Y 에 측정오차가 개입된 경우 $s_{\hat{\beta}}$ 을 검토할 필요가 있다. X 변수에는 측정의 오차가 없고 Y 에만 측정오차가 개입된 경우, 즉 $Y = T_Y + E_Y$, 식(2.11)에 대응하는 회귀계수의 표준오차는 분모의 값에 따라 다르게 된다. 즉,

$$\begin{aligned} \sigma^2 = Var(e_i) &= \sum (Y_i - E(Y | X))^2 / N - 2 = \sum [T_Y + E_Y - E(Y | X)]^2 / N - 2 \\ &= \sum [(T_Y - E(Y | X) + E_Y)]^2 / N - 2 \\ &= \sum [(T_Y - E(Y | X))^2 / (N - 2) + E_Y^2 / (N - 2)] = \sigma_e^2 + V \end{aligned} \tag{2.15}$$

따라서 회귀계수 추정치의 분산은

$$Var(\hat{\beta}_1) = \frac{\sigma^2}{SS_X} = \frac{\sigma_e^2 + V}{SS_X} \tag{2.16}$$

이므로, 회귀계수의 표준오차 $s_{\hat{\beta}_1}$ 은 과대추정되고, 검정통계량 $t = \hat{\beta}_1 / s_{\hat{\beta}_1}$ 은 축소되어 검정력이 낮아진다고 할 수 있다.

다. 다층성장모형과 측정의 오차

다층성장모형과 회귀모형은 모두 일반선형모형(General Linear Model)의 특수한 형태이다. 따라서 다층성장모형에서 설명변수와 준거변수에 측정의 오차가 개입되는 경우, 회귀모형과 유사한 방향으로 영향을 받을 수 있다. 그러나 다층모형은 회귀모형과 달리, 자료의 위계적 속성을 해소하므로, 이 과정에서 측정의 오차문제를 극복하는 방법이 가능하다. 따라서 다층자료를 분석할 때 연구자에게는 모형의 선택문제가 주어진다. 그러나 측정의 오차 문제가 어느 정도 실제적인 영향이 있는지는 분명하지 않으며, 다층모형의 경우에는 학술적으로도 이를 탐구한 연구는 희소하다(Raudenbush, Rowan, & Kang, 1991). 또한 「한국아동패널」에 포함된 변수들이 어느 정도 측정의 오차와 관련 있는지도 분명

하지 않다. 이 연구는 종속변수 Y 에 측정의 오차가 개입된 경우, 다층모형이 제공하는 회귀계수와 가설검정 통계량의 값이 어떻게 변화하는지 검토하기 위한 것이므로, 여기서는 Y 변수의 측정오차 문제만을 다룬다.

1) 다층모형과 가정

이 연구에서 다루는 다층성장모형은 유아의 성장궤적을 탐구하기 위한 것으로, 반복측정된 관찰점수가 종속변수이며, 관찰점수의 시간에 따른 변화곡선이 개인에 따라 어떻게 다른지를 밝히는 연구유형에 부합하는 모형이다. 따라서 관찰점수는 시간수준으로서 1-수준 분석단위이며, 유아는 2-수준 분석단위이다. 이를 일반모형으로 표현하면 아래와 같다(Raudenbush & Bryk, 2002).

1-수준 모형:

$$Y_{tj} = \pi_{0j} + \pi_{1j}A_{tj} + \pi_{2j}A_{tj}^2 + \dots + \pi_{Pj}A_{tj}^P + r_{tj}, \quad r_{tj} \sim N(0, \sigma_e^2) \quad (2.17)$$

여기서, Y_{tj} 는 j 번째 유아가 t 시점에서 관찰된 점수이며, A_{tj} 는 관찰시점의 변수이고, π_{pj} 는 성장궤적을 결정하는 모수이다. 성장모형에서 1-수준 모형은 수 학이론에 의하여 다차항 모형으로 명세화 된다. 1-수준 모형에서 변화모수 π_{pj} 는 개인에 따라 다를 수 있으므로, 이와 같은 변화모수의 개인차를 반영한 모형이 2-수준 모형이 된다.

2-수준 모형:

$$\pi_{pj} = \beta_{p0} + u_{pj}, \quad (p = 1, 2, \dots, P), \quad \vec{u}_j \sim N(\vec{0}, T_\pi) \quad (2.18)$$

식(2.18)은 변화모수 π_{pj} 에 아래첨자 j 가 포함되어 개인마다 다를 수 있음을 허용한 것이다. 또한 변화모수 π_{pj} 는 전체평균 β_{p0} 와 개인차 효과인 u_{pj} 로 구성되며, 다변량분포를 갖는다. 식(2.17)과 식(2.18)을 합치면 단일한 통계모형이 된다. 다층성장모형에서는 식(2.17)과 (2.18)을 개인별 성장궤적을 확인하는 기초모형 혹은 무조건 모형으로 명명한다. 위의 개인별 성장궤적은 개인의 특성 변수에 따라 다를 수 있으므로, 성장궤적의 차이를 설명하는 모형을 명세화 하는 것은 1-수준 모형은 유지한 상태에서 2-수준 모형에만 적용된다.

2-수준 모형:

$$\pi_{pj} = \beta_{p0} + \beta_{pq}X_{qj} + \dots + u_{pj} \quad (p = 1, 2, \dots, P), \quad \vec{u}_j \sim N(\vec{0}, T_\pi) \quad (2.19)$$

식(2.17)에서 (2.19)은 일반식이므로 이를 행렬식으로 표현하는 것이 더 간결하다. 관찰점수가 반복관찰된 것이므로, 각 개인별 행렬식으로 식(2.18)과 식(2.19)를 다음처럼 제시할 수 있다.

$$1\text{-수준 모형: } Y_j = A_j\pi_j + r_j, \quad r_j \sim N(0, \sigma^2 I_j) \quad (2.20)$$

$$2\text{-수준 모형: } \pi_j = X_j\beta + u_j, \quad u_j \sim N(0, \tau_\pi) \quad (2.21)$$

위의 1-수준 모형에서 Y_j 는 T 회 반복측정된 자료이므로 $T_j \times 1$ 행렬이고, A_j 는 $T_j \times P$ 행렬이다. 2-수준 모형에서 X_j 는 $P \times Q_p$ 행렬이고 이후 모든 항은 같은 논리로 결정된다. 두 모형을 통합하여 단일한 모형으로 다음과 같이 제시할 수 있다.

$$Y_j = A_j X_j \beta + A_j u_j + r_j \quad (2.22)$$

다층모형의 가정이 회귀모형과 다른 것은 무선효과 항이 각 수준별로 존재하기 때문이다. 위의 식에서 1-수준의 오차항, r_j 는 회귀모형의 오차항 가정과 동일하다. 그러나 2-수준의 오차항인 u_j 의 가정은 다변량정규분포를 갖는다. 다층모형의 가정이 단층모형인 회귀모형과 다른 것은 2-수준의 오차항의 존재 때문이기도 하지만, 2-수준의 오차항이 곧 개인내 반복측정자료간 상관을 반영하기 때문이다. 즉, 모든 관찰자료가 독립이라는 회귀모형의 가정은 적용되지 않는다.

2) 잠재특성 다층성장모형과 종속변수의 측정오차

다층모형에서 종속변수의 측정오차가 회귀계수의 추정 및 가설검정에 어떠한 영향을 미치는지 검토하기 위하여, 두 가지 모형을 고려할 필요가 있다. 하나는 Y 변수의 측정오차를 무시하고 관찰점수를 종속변수로 사용하는 모형이며, 다른

하나는 Y 변수의 측정오차를 해소하는 측정모형을 포함한 다층모형이다. 이제 반복측정된 관찰점수가 여러 문항을 합성한 척도점수이면, 각 문항을 관찰한 점수는 척도의 진점수와 오차점수로 표현할 수 있다. 이를 반영하는 측정모형은 아래와 같다.

$$\text{측정모형: } Y_{tij} = \eta_{tj} + e_{tij}, \quad e_{tij} \sim N(0, \sigma_e^2) \quad (2.23)$$

여기서 Y_{tij} 는 t 시점에서 유아 j 가 관찰변수 척도의 i 번째 문항에 반응한 점수이며, η_{tj} 는 t -시점에서 유아 j 의 진점수 변수이다. η_{tj} 는 잠재특성변수라고 표현할 수도 있다. 위의 식을 행렬식으로 표현하면,

$$\text{측정모형: } Y_j = I \otimes 1 \eta_j + e_j \quad e_j \sim N(0, \sigma_e^2 I_j) \quad (2.24)$$

이다. 여기서 Y_j 는 $nT_j \times 1$ 의 행렬이며, n 은 척도의 문항수이다. 따라서 관찰점수에 측정오차가 없다면 식(2.20)에 대응하는 잠재특성변수의 1-수준 모형과 2-수준 모형은 아래와 같다.

$$\text{1-수준 모형: } \eta_j = A_j \pi_j + r_j^*, \quad r_j^* \sim N(0, T_\eta) \quad (2.25)$$

$$\text{2-수준 모형: } \pi_j = X_j \beta + u_j, \quad u_j \sim N(0, T_\pi)$$

위의 식(2.25)의 1-수준 모형에서 η_j 는 유아 j 의 잠재특성이 T_j 회 반복 측정된 참값이며, π_j 는 유아 j 의 변화모수이다. 1-수준 모형은 유아 j 를 T_j 회 반복 측정한 개인별 성장궤적을 반영하는 모형이다. 식(2.25)를 측정의 오차가 없는 2-수준 다층성장모형인 (2.22)에 대응하는 형식으로 제시하면 아래와 같다.

$$\eta_j = A_j X_j \beta + A_j u_j + r_j^* \quad (2.26)$$

각 항의 의미는 지금까지 정의된 바와 같다. 식(2.26)은 종속변수가 바로 잠재 특성 자체인 모형으로서 종속변수가 물리적인 특성이어서 오차 없이 측정되는

경우에만 가능한 모형이다. 그러나 아동학, 교육학, 그리고 심리학을 비롯한 사회과학에서 인간의 행동특성을 오차 없이 측정한 변수는 존재하지 않으므로, 종속변수가 인간의 잠재특성을 측정하기 위한 척도변수인 경우에는, 식(2.26)는 현실적으로는 불가능한 모형이다. 이를 달리 표현하면, 식 (2.20)에서 식(2.22)에 이르는 관찰점수 모형은 사실상 관찰변수 Y 에 측정오차가 없다는 가정이 성립하는 경우만 식(2.26)과 동등한 모형이 된다.

이제 식(2.26)과 동일한 효과를 기대하면서, 오차가 포함된 관찰점수를 종속변수로 허용하는 다층성장모형을 고려하면, 식(2.24)의 측정모형을 식(2.25)의 잠재변수 모형에 반영하는 것이다. 모형을 합치면, 다음의 모형이 성립한다.

$$Y_j = A_j X_j \beta + A_j u_j + r_j^* + e_j \quad (2.27)$$

$$u_j \sim N(0, T_\pi), \quad r_j^* \sim N(0, T_\eta), \quad e_j \sim N(0, \sigma_e^2 I_j)$$

식(2.27)과 식(2.22)가 다른 점은 무선효과인 r_j^* 와 e_j 의 특징에 있다. 즉, 식(2.27)에는 관찰점수 Y_j 의 측정오차인 e_j 가 반영되고, 2-수준 (즉, 시간수준) 오차항인 r_j^* 는 각 관찰시점에서 개인별 잠재특성(η_j)과 성장궤적 간의 오차이다. 여기서는 식(2.27)을 잠재특성 다층성장모형이라고 한다.

3) 다층성장모형에서 관찰점수 모형과 잠재특성 모형의 비교

지금까지 검토한 세 가지 다층성장모형을 상호 대비하여 비교하면 아래의 <표 II-1-7>과 같이 요약할 수 있다.

<표 II-1-7>의 세 가지 모형에서 식(2.22)의 모형은 종속변수 Y_j 에 측정오차가 없다는 가정이 성립할 때, 식(2.26) 모형과 동등한 모형이 된다. 그러나 관찰점수 Y_j 에 측정의 오차가 개입되면, 식(2.22)에 의한 분석결과와 식(2.26)에 의한 결과가 어떠한 차이가 있을지는 분명하지 않다. 직접적인 관찰이 불가능한 인간의 잠재적인 심리적 특성을 종속변수로 분석하는 경우에 식(2.26)의 모형은 현실적으로 가능하지 않기 때문이다. 식(2.27)의 모형은 관찰점수 Y_j 를 종속변수로 사용하지만, 관찰점수의 측정오차(e_j)를 분리하여 추정하므로, 각 시점별 척도의 진점수와 성장궤적의 차이인 r_j^* 의 추정을 가능하게 한다. 즉, 개인별 성장궤적의 추정에서 식(2.26)과 동등한 결과를 산출해내는 장점이 있다.

〈표 II-1-7〉 잠재변수와 관찰점수를 종속변수로 하는 세 가지 다층성장모형의 특성 비교

| 모형 비교 | 2-수준 관찰점수모형 $Y_j = AX\beta + Au_j + r_j$ 식 (2.22) | 3-수준 잠재특성모형 $Y_j = A_j X_j \beta + A_j u_j + r_j^* +$ 식(2.27) | 2-수준 잠재특성모형 $\eta_j = A_j X_j \beta + A_j u_j + r_j^*$ 식(2.26) |
|-----------|--|--|---|
| 종속변수 | Y_{tj} : t 시점에 관찰한 j 번째 사람의 Y 척도점수. | Y_{itj} : t 시점에 관찰한 j 번째 사람의 Y 척도의 i번째 문항점수. | η_{tj} : t 시점에 관찰한 j 번째 사람의 Y 척도의 진점수(true score). |
| 시간수준 무선효과 | r_{tj} : 관찰시점별 j번째 사람의 관찰변수(Y_{tj})의 값과 성장곡적(growth curve model)의 오차 $r_{tj} \sim N(0, \sigma_r^2)$ | r_{tj}^* : 관찰시점(t)별 j번째 사람의 척도 진점수(η_{tj})와 성장곡적(growth curve model)의 오차 $r_{tj}^* \sim N(0, \tau_\eta)$ e_{itj} : 관찰시점별 종속변수 척도를 구성하는 문항 i의 측정오차. $e_{itj} \sim N(0, \sigma_e^2)$ | r_{tj}^* : 관찰시점별 j번째 사람의 척도 진점수(η_{tj})와 성장곡적(growth curve model)의 오차 $r_{tj}^* \sim N(0, \tau_\eta)$ |
| 개인수준 무선효과 | $u_j = [u_{0j}, u_{1j}, \dots, u_{pj}]$: 개인별 변화모수($[\pi_{0j}, \dots, \pi_{pj}]$)의 개인차 효과 | | |

위의 세 모형의 특징을 비교하면, 이론적으로 $r_j = r_j^* + e_j$ 의 관계가 된다. 따라서 오차항의 분산을 추정하여 그 결과를 비교하면 이 관계를 확인할 수가 있다. 아울러 개인별 성장곡적을 추정할 때 발생하는 오차항의 분산은 각각 σ_r^2 (식 2.22)과 τ_η (식 2.27)이며, 이 경우 τ_η 가 작은 값이 나오는 것을 기대할 수 있다. 즉, 개인별 성장곡적의 추정에서 식(2.27)은 진점수(η_{tj})에 의한 성장곡적을 제공하므로 더 정확하다.

4) 다층성장모형의 회귀계수 추정과 검정통계량

다층성장모형에서 관찰점수에 측정오차가 없다고 가정하는 모형(식 2.22)과 측정오차를 모형에 반영하는 모형(식 2.27)이 분석결과에서 어떠한 차이를 보이는지를 파악하는 것은 곧 무선효과 모수와 고정효과 모수의 추정량을 비교하는

것과 같다. 무선효과의 경우는 앞에서 검토한 것처럼, 모형 간 비교를 통하여 그 차이를 예단할 수 있으나, 고정효과 모수의 추정량과 표준오차는 수리적인 검토가 필요하다.

가) 2-수준 관찰점수 성장모형의 회귀계수 추정량과 검정통계량

관찰점수를 종속변수로 하는 다층성장모형으로 식(2.20)과 식(2.21)에 제시된 모형의 고정효과 모수 추정식은 아래와 같다.

$$\hat{\beta}_{GLS} = (\sum X_j' \Delta_j^{-1} X_j)^{-1} \sum X_j' \Delta_j^{-1} \hat{\pi}_j \quad (2.28)$$

여기서

$$\Delta_j = Var(\hat{\pi}_j) = Var(\pi_j) + Var(\hat{\pi}_j | \pi_j) = \tau_\pi + \sigma_r^2 (A_j' A_j)^{-1} \quad (2.29)$$

이며, 이 식에서 τ_π 는 변화모수 π_j 의 진점수 분산이며, $\sigma_r^2 (A_j' A_j)^{-1}$ 은 π_j 변화 모수를 추정하는 OLS 추정치인 $\hat{\pi}_j$ 의 측정오차이다. 따라서 식(2.28)의 $\hat{\beta}_{GLS}$ 는 변화모수 추정치의 측정오차는 반영하지만, 종속변수 Y_j 의 측정오차는 반영하지 않는다.

2-수준 다층성장모형에서 고정효과 회귀계수의 유의도 검정을 하기 위한 회귀계수 추정치의 분산은 다음의 식으로 정의된다.

$$Var(\hat{\beta}_{GLS}) = (\sum X_j' \Delta_j^{-1} X_j)^{-1} \quad (2.30)$$

검정통계량은 $t \sim \hat{\beta}_{GLS} / Var(\hat{\beta}_{GLS})^{-1/2}$ 이며, 이 통계량은 $(J-P-1)$ 의 자유도를 갖는다. P 는 고정효과 설명변수의 수이다.

나) 잠재특성 다층성장모형의 회귀계수 추정량과 검정통계량

식(2.27)의 잠재특성 다층성장모형에서 고정효과 회귀계수의 GLS추정량은 다음과 같이 정의된다.

$$\beta_{GLS}^* = (\sum X_j' \Delta_j^{*-1} X_j)^{-1} \sum X_j \Delta_j^{*-1} Y_j \quad (2.31)$$

아울러 추정량 β_{GLS}^* 의 분산은 아래와 같다.

$$Var(\beta_{GLS}^*) = (\sum X_j \Delta_j^{*-1} X_j)^{-1} \quad (2.32)$$

위의 두 식은 이전의 2-수준 관찰점수 모형에서의 고정효과 회귀계수 추정량 및 분산과 같은 꼴을 갖지만, 추정량에서 통제하는 변화모수의 정밀도인 Δ_j^{*-1} 의 구조는 Y_j 변수의 측정의 오차와 변화모수인 π_j 의 추정치 $\hat{\pi}_j$ 의 측정오차를 모두 반영한다. 이를 수식으로 제시하면 아래와 같다.

$$\Delta_j^* = \tau_\pi + [Z_j A_j (Z_j \tau_\eta Z_j' + \sigma_e^2 I_j)^{-1} A_j' Z_j']^{-1} \quad (2.33)$$

위의 식에서 $\Delta_j^* = Var(\hat{\pi}_j) = Var(\pi_j) + Var(\hat{\pi}_j | \pi_j)$ 이며, τ_η 는 변화모수 π_j 를 추정하는 $\hat{\pi}_j$ 의 측정오차 분산, σ_e^2 은 관찰점수 Y_j 의 측정오차 분산이다. 따라서 식(2.33)은 관찰점수를 종속변수로 사용하는 경우에 발생하는 측정오차를 추정량에 반영한 것이다.

식(2.32)와 식(2.30)을 비교하면 다음의 관계가 성립한다.

$$Var(\hat{\beta}_{GLS}) < Var(\beta_{GLS}^*) \quad (2.34)$$

따라서 다층성장모형을 사용하는 경우, 고정효과 회귀계수의 유의도를 검정하는 통계량 사이에는 다음의 관계가 성립한다.

$$t = \frac{\hat{\beta}_{GLS}}{Var(\hat{\beta}_{GLS})^{-1/2}} > t = \frac{\beta_{GLS}^*}{Var(\beta_{GLS}^*)^{-1/2}} \quad (2.35)$$

즉, 관찰점수를 종속변수로 하여 2-수준 다층성장모형을 하는 경우에 일종오류(α)가 증가하여 영가설이 쉽게 거부되는 경우가 가능하다.

3. 연구방법

가. 분석자료

한국아동패널 연구는 2008년부터 2012년까지 5년 간 0~4세 영유아의 발달 요인을 비교하여 종단적 변화의 추이를 살펴보고자 조사되는 연구이다. 조사대상은 한국아동패널 1차년도 조사에 참여하였던 전국 5개 권역 2,150명의 패널 아동과 부모, 그리고 아동을 담당하는 육아지원기관의 교사이다. 5년 간 데이터 중에서 이 연구에서 예시하는 분석자료는 EAS 기질검사 중 사회성 척도가 포함된 2010~2012기간의 3차년 간 자료이다.

나. 변수

1) 종속변수

다층성장모형에서 종속변수의 측정 오차가 회귀계수의 추정과 가설검정에 미치는 영향을 경험 분석으로 예시하기 위하여 이 연구에서는 「한국아동패널 연구」 자료에서 반복측정하고 있는 인지적 특성변수를 대상으로 한다. 본 연구의 분석에 사용한 변수는 ‘사회성척도’ 변수이다. ‘사회성척도’ 변수는 2010년~2012년의 3개년 간 EAS(Emotionality, Activity and Sociability) 기질검사 중 하나의 하위영역으로 표준화된 검사이다. 사회성은 10문항으로 구성되었으며 점수가 높을수록 긍정적인 의미이다. 검사의 각 문항은 다음의 <표 II-1-8>과 같다.

<표 II-1-8> 사회성 척도 문항 내용

| 문항번호 | 문항내용 |
|------|----------------------------------|
| 1 | 우리 아이는 수줍음을 잘 타는 편이다. |
| 2 | 우리 아이는 사람들과 함께 있기를 좋아한다. |
| 3 | 우리 아이는 혼자 놀기보다 다른 아이들과 놀기를 좋아한다. |
| 4 | 우리 아이는 친구(혹은 사람)을 쉽게 사귄다. |
| 5 | 우리 아이는 무엇보다 사람들을 좋아한다. |
| 6 | 우리 아이는 사교적이다. |
| 7 | 우리 아이는 낯선 사람과 친해지는데 시간이 오래 걸린다. |
| 8 | 우리 아이는 어느 정도 외톨이인 편이다. |
| 9 | 우리 아이는 혼자 있을 때면 외로워한다. |
| 10 | 우리 아이는 낯선 이와 잘 친해진다. |

사회성 척도의 신뢰도는 <표 II-1-9>와 같이 2010년에는 0.839, 2011년에는 0.831, 2012년에는 0.826으로 비교적 양호한 신뢰도를 보였다.

<표 II-1-9> 사회성 척도 개요

| 구분 | 내용 |
|------|--|
| 문항 수 | 10개 |
| 신뢰도 | 0.839(2010년), 0.831(2011년), 0.826(2012년) |
| 관찰년도 | 2010, 2011, 2012년 |

또한 <표 II-1-10>과 같이 사회성 척도는 5점 척도로 구성되어 있으며 평균은 3.56, 표준편차는 0.93으로 나타났다.

<표 II-1-10> 사회성 척도 기술통계량

| Level-1 기술통계량 | | | | | |
|---------------|--------|------|------|------|------|
| 변수 명 | N | 평균 | 표준편차 | 최소값 | 최대값 |
| 사회성 | 41,832 | 3.56 | 0.93 | 1.00 | 5.00 |

2) 설명변수

종속변수인 사회성 척도를 설명하는 적합한 설명변수를 찾기 위해 「한국아동패널 연구」 데이터에서 제공하는 부모, 아동 및 유아기관의 다양한 변수를 탐색하였다. 최종적으로 연구모형에 적합하다고 판단되어진 설명변수는 성별, 소득수준, 양육스트레스 변수이다. 이들의 기술통계량은 <표 II-1-11>과 같다.

<표 II-1-11> 설명변수 기술통계량

| 변수명 | N | 평균 | 표준편차 | 최소값 | 최대값 |
|--------|-------|--------|--------|------|---------|
| 월평균소득 | 1,397 | 316.24 | 143.41 | 0.00 | 1300.00 |
| 양육스트레스 | 1,397 | 2.79 | 0.57 | 1.00 | 4.75 |
| 성별 | 1,397 | 0.51 | 0.50 | 0.00 | 1.00 |

사회성 척도와 설명변수와의 상관계수는 다음의 <표 II-1-12>와 같이 월평균 소득과는 0.059, 양육스트레스는 -0.217, 성별은 0.063으로 모두 통계적 유의수준 .05이상에서 유의미하게 나타났다.

〈표 II-1-12〉 사회성 척도와 설명변수의 상관계수

| | 월평균소득 | 양육스트레스 | 성별 |
|-----|--------|----------|---------|
| 사회성 | 0.059* | -0.217** | 0.063** |

* $p < .05$, ** $p < .01$.

다. 분석방법

이 연구에서는 측정오차를 분석에 반영한 3-수준 잠재특성 성장모형과 측정오차를 무시하고 관찰점수를 종속변수로 분석하는 2-수준 성장모형의 분석결과를 비교한다.

1) 기초모형에 의한 분석

다층성장모형을 결정하는 과정은 1단계에서 각 유아의 성장궤적을 정의하는 기초모형을 결정하는 것이다. 이 연구에서 사전분석 작업을 거쳐서 최종적으로 도달한 기초모형은 아래와 같다. 다음은 우선 관찰점수를 종속변수로 하는 2-수준 다층성장모형에서 각 유아의 성장궤적을 확인하기 위한 기초모형이다.

$$\text{개인내 성장모형: } Y_{tj} = \pi_{0j} + \pi_{1j}A_{tj} + \pi_{2j}A_{tj}^2 + r_{tj}, \quad r_{tj} \sim N(0, \sigma_r^2) \quad (2.36)$$

$$\begin{aligned} \text{개인간 성장모형: } \pi_{0j} &= \beta_{00} + u_{0j}, \\ \pi_{1j} &= \beta_{10} + u_{1j}, \\ \pi_{2j} &= \beta_{20}. \end{aligned} \quad (2.37)$$

$$\begin{bmatrix} u_{0j} \\ u_{1j} \end{bmatrix} \sim N \left(\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \tau_{00} & \tau_{01} \\ \tau_{10} & \tau_{11} \end{bmatrix} \right) \quad (2.38)$$

식(2.36)에서 Y_{tj} 는 유아 j 의 t 시점에서의 사회성 척도 관찰점수이다. 식(2.36)은 유아의 사회성 척도가 연령이 증가함에 따라 단조증가하기 보다는 2차함수적인 관계로 성장한다는 것을 가정한 모형이다. 이 모형은 사회성 척도의 분포와 관찰시점간 변화과정을 1차적으로 분석할 결과에 의거하여 결정한 모형이다. 식(2.37)은 각 유아의 성장궤적을 결정하는 세 개의 변화모수가 평균이 어느 정

도이며, 개인간에는 어느 정도 규모의 차이가 있는지 밝히려는 것이다. 이 식에서 중요한 것은 세 번째 변화모수인 $\pi_{2j} = \gamma_{20}$ 로서 상수로 설정되어 있는 점이다. 유아의 사회성 척도는 3차년도에 걸쳐서 측정되었으므로, 1-수준 모형에서 무선효과를 가질 수 있는 변화모수는 최대 3-1=2개이다. 따라서 2차항의 변화정도는 모든 유아에게서 동일하다고 가정하여 모형의 추정을 가능하도록 하였다.

식(2.36)에서 식(2.38)에 이르는 모형과 대등한 3-수준 잠재특성 다층성장모형의 기초모형은 아래와 같다.

$$\text{측정모형: } Y_{tij} = \eta_{tj} + e_{tij}, \quad e_{tij} \sim N(0, \sigma_e^2) \quad (2.39)$$

$$\text{개인내 성장모형: } \eta_{tj} = \pi_{0j} + \pi_{1j}A_{tj} + \pi_{2j}A_{tj}^2 + r_{tj}^*, \quad r_{tj}^* \sim N(0, \tau_\eta) \quad (2.40)$$

$$\begin{aligned} \text{개인간 성장모형: } \pi_{0j} &= \beta_{00} + u_{0j} \\ \pi_{1j} &= \beta_{10} + u_{1j} \\ \pi_{2j} &= \beta_{20}. \end{aligned} \quad (2.41)$$

$$\begin{bmatrix} u_{0j} \\ u_{1j} \end{bmatrix} \sim N \left(\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \tau_{00} & \tau_{01} \\ \tau_{10} & \tau_{11} \end{bmatrix} \right)$$

위의 모형에서 특징은 이론적 배경에서 서술한 바와 같이 개인내 성장모형의 종속변수(η_{tj})가 측정의 오차가 없는 사회성 척도의 진점수라는 점이다. 이 연구에서는 이상의 두 모형으로 유아의 사회성 척도의 성장곡선을 추정하여, 고정효과와 회귀계수인 $\beta_{00}, \beta_{10}, \beta_{20}$ 의 추정치와 표준오차 그리고 t-검정통계량의 값을 비교한다.

2) 연구모형에 의한 분석

기초모형에 의한 분석이 이루어진 이후에, 유아들 사이의 성장궤적에 개인차가 관찰되면, 성장궤적의 개인차를 탐구하는 연구모형으로 자료를 분석한다. 연구모형은 개인간 성장궤적의 차이를 분석하는 것이므로 위의 기초모형에서 개인내 성장모형은 동일하고, 개인간 성장모형만 명세화가 이루어진다. 이 연구에

서 자료분석의 예시를 위하여 선택한 설명변수를 포함한 연구모형은 관찰점수 모형과 잠재특성 모형에서 동일하며 아래와 같다.

개인 간 성장모형:

$$\pi_{0j} = \beta_{00} + \beta_{01}(\text{월평균})_j + \beta_{02}(\text{양육스트레스})_j + \beta_{03}(\text{성별})_j + u_{0j}, \quad (2.42)$$

$$\pi_{1j} = \beta_{10} + \beta_{11}(\text{월평균})_j + u_{1j},$$

$$\pi_{2j} = \beta_{20}$$

$$\begin{bmatrix} u_{0j} \\ u_{1j} \end{bmatrix} \sim N \left(\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \tau_{00} & \tau_{01} \\ \tau_{10} & \tau_{11} \end{bmatrix} \right)$$

위의 모형에서 모든 설명변수는 전체평균으로 중심화(centering)하였다. 따라서 각 절편계수 β_{00} , β_{10} , 그리고 β_{20} 는 기초모형의 경우와 같은 의미를 가지며, 추정값도 같을 것으로 기대한다. 식(2.42)로 사회성 척도의 유아간 성장체적의 차이를 결정하는 변화모수(π_j)에 대한 월평균소득, 양육스트레스, 유아의 성별변수의 효과(β)를 추정하고 가설검정을 한다.

4. 연구결과

가. 기초모형의 분석 결과

1) 고정효과 모수의 추정 결과

관찰점수 다층모형에 의한 자료분석에서 기초모형에 의한 분석결과인 회귀계수의 추정값, 표준오차, t-검정통계량의 값, 그리고 유의수준을 다음의 <표 II-1-13>에 제시하였다.

<표 II-1-13> 관찰점수 기초모형의 고정효과

| | $\hat{\beta}$ | $se_{\hat{\beta}}$ | $t = \frac{\hat{\beta}}{s_{\hat{\beta}}}$ | p-value |
|--------------|---------------|--------------------|---|---------|
| β_{00} | 3.589247 | 0.013197 | 271.973 | 0.000 |
| β_{10} | -0.087897 | 0.020243 | -4.342 | 0.000 |
| β_{20} | 0.034546 | 0.009600 | 3.598 | 0.001 |

관찰점수 모형에서 고정효과 추정치를 살펴보면 전체 아동의 초기값 평균을 의미하는 β_{00} , 선형 성장을 평균을 의미하는 β_{10} , 평균 가속도인 β_{20} 의 추정값은 모두 통계적으로 유의하였다. 다음의 <표 II-1-14>는 동일한 자료를 잠재특성 기초모형으로 분석한 결과이다.

<표 II-1-14> 잠재특성 기초모형의 고정효과

| | $\hat{\beta}$ | $se_{\hat{\beta}}$ | $t = \frac{\hat{\beta}}{se_{\hat{\beta}}}$ | p-value |
|--------------|---------------|--------------------|--|---------|
| β_{00} | 3.594765 | 0.018876 | 190.442 | 0.000 |
| β_{10} | -0.079807 | 0.027878 | -2.863 | 0.005 |
| β_{20} | 0.037664 | 0.013152 | 2.864 | 0.005 |

<표 II-1-14>의 결과에서도 가설검정의 결과는 관찰점수 모형의 경우와 마찬가지로 모든 회귀계수는 통계적으로 유의하였다. 특히 회귀계수의 추정값($\hat{\beta}$)은 두 모형이 거의 일치하는 결과를 산출하였다. 그러나 표준오차의 값은 일관성이 있게 <표 II-1-14>에서 더 크게 나타났고, 이 영향으로 <표 II-1-14>의 t-검정통계량의 값은 작게 산출되었다. 이와 같은 결과는 앞의 이론적 배경에서 식(2.34)와 식(2.35)에서 진술한 수리적 관계를 반영한 결과로 해석할 수 있다. 따라서 이 연구에서는 유아들의 평균성장궤적을 결정하는 회귀계수의 추정값에는 차이가 없으나, 관찰점수 모형은 표준오차를 축소추정하여 t-검정통계량이 커지고, 일종오류가 증가하는 위험을 갖는다고 할 수 있다.

2) 무선효과 모수의 추정 결과

관찰점수 기초모형의 무선효과 결과는 <표 II-1-15>와 같다.

<표 II-1-15> 관찰점수 기초모형의 무선효과

| | SD | Variance Component | df | χ^2 | p-value |
|----------|---------|--------------------|------|------------|---------|
| u_{0j} | 0.45376 | 0.20590 | 1696 | 5654.82337 | 0.000 |
| u_{1j} | 0.15306 | 0.02343 | 1696 | 2463.80929 | 0.000 |
| r_{tj} | 0.31444 | 0.09887 | | | |

1수준의 분산은 약 0.099(표준편차 0.314)이며, 2수준의 초기값 분산은 약 0.206(표준편차 0.454), 선형성장률 분산은 약 0.023(표준편차 0.153)으로 나타났다.

잠재특성 기초모형의 무선효과 결과는 <표 II-1-16>과 같다. 1수준의 분산은 약 0.639(표준편차 0.799)이며, 2수준의 분산은 약 0.033(표준편차 0.182), 3수준의 초기값 분산은 0.203(표준편차 0.45), 선형성장률 분산은 약 0.023(표준편차 0.152)으로 나타났다.

<표 II-1-16> 잠재특성 기초모형의 무선효과

| | SD | Variance Component | df | χ^2 | p-value |
|------------|---------|--------------------|-----|------------|---------|
| u_{0j} | 0.45015 | 0.20263 | 840 | 2949.99753 | 0.000 |
| u_{1j} | 0.15227 | 0.02319 | 840 | 1243.00238 | 0.000 |
| r_{tj}^* | 0.18163 | 0.03299 | 840 | 1274.79438 | 0.000 |
| e_{itj} | 0.79949 | 0.63919 | | | |

<표 II-1-15>와 <표 II-1-16>의 무선효과 추정결과에서 서로 대응하는 무선효과의 분산을 비교하면, 개인간 성장모형에서의 무선효과인 u_{0j}, u_{1j} 의 분산은 모형이 거의 일치하는 결과를 보이고 있다. 그러나 <표 II-1-16>에 제시된 잠재변수(진점수)를 종속변수로 하는 모형에서의 개인내 성장모형의 오차분산 ($Var(r_{tj}) = \tau_\eta$)의 추정값은 0.03299로서, <표 II-1-15>에서의 개인내 성장모형의 오차분산 ($Var(r_{tj}) = \sigma_r^2$)의 추정값 0.09887보다 작은 것을 알 수 있다. 이는 <표 II-1-16>에 제시된 잠재특성 모형은 측정시점별 진점수를 분석한 결과이므로, 측정의 오차(e_{itj})는 측정모형에서 이미 설명되었기 때문이다. 따라서 종속변수를 관찰점으로 사용하여 개인별 성장궤적을 추정하는 경우는 측정오차의 개입으로 인하여 성장곡선의 오차가 커지는 것을 알 수 있다.

나. 연구모형의 분석 결과

1) 고정효과 모수의 추정 결과

기초모형에 설명변수를 추가한 연구모형의 결과는 <표 II-1-17>과 같다.

〈표 II-1-17〉 관찰점수 연구모형의 고정효과

| | $\hat{\beta}$ | $se_{\hat{\beta}}$ | $t = \frac{\hat{\beta}}{s_{\hat{\beta}}}$ | p-value |
|------------------------|---------------|--------------------|---|---------|
| β_{00} | 3.593762 | 0.014324 | 250.897 | 0.000 |
| 월평균(β_{01}) | 0.000219 | 0.000098 | 2.245 | 0.025 |
| 양육스트레스(β_{02}) | -0.177745 | 0.021023 | -8.455 | 0.000 |
| 성별(β_{03}) | 0.051454 | 0.024023 | 2.142 | 0.032 |
| β_{10} | -0.085851 | 0.021769 | -3.944 | 0.000 |
| 월평균(β_{11}) | -0.000095 | 0.000050 | -1.906 | 0.056 |
| β_{20} | 0.033904 | 0.010281 | 3.298 | 0.001 |

<표 II-1-17>에서 초기값 평균을 의미하는 β_{00} , 선형성장률의 β_{10} , 그리고 성장 가속도 β_{20} 의 추정값은 모두 <표 II-1-13>의 기초모형의 경우와 유사한 것을 알 수 있다. 이는 모든 설명변수가 평균으로 중심화되어서 절편계수의 의미는 변하지 않기 때문이다. 각 설명변수의 회귀계수 추정치는 대부분 통계적으로 유의한 것으로 나타났는데, 만 3세 때는(2010년도) 유아의 사회성과 관련 있는 변수의 효과를 검정한 결과 가정의 월평균소득수준이 높을수록, 부모의 양육스트레스가 낮을수록 높아지는 경향이 있다. 또한 동일한 조건에서 남자아이가 사회성이 높은 것으로 나타났다. 한편 유아 사회성의 단조증가 경향(π_{1j})이 월평균 소득과 상관이 있다는 증거는 발견되지 않았다. 아울러 모든 유아는 사회성이 가속적으로 증가하는지 검정한 결과 $\hat{\beta}_{20} = 0.0339$ 의 값은 통계적으로 유의한 것으로 나타났다.

잠재특성 모형의 기초모형에 설명변수를 추가한 연구모형의 결과는 아래의 <표 II-1-18>과 같다.

〈표 II-1-18〉 잠재특성 연구모형의 고정효과

| | $\hat{\beta}$ | $se_{\hat{\beta}}$ | $t = \frac{\hat{\beta}}{s_{\hat{\beta}}}$ | p-value |
|------------------------|---------------|--------------------|---|---------|
| β_{00} | 3.593734 | 0.014308 | 251.167 | 0.000 |
| 월평균(β_{01}) | 0.000219 | 0.000097 | 2.248 | 0.025 |
| 양육스트레스(β_{02}) | -0.177845 | 0.020994 | -8.471 | 0.000 |

(표 II-1-18 계속)

| | $\hat{\beta}$ | $se_{\hat{\beta}}$ | $t = \frac{\hat{\beta}}{s_{\hat{\beta}}}$ | p-value |
|-----------------------|---------------|--------------------|---|---------|
| 성별 (β_{03}) | 0.051462 | 0.023989 | 2.145 | 0.032 |
| β_{10} | -0.085837 | 0.021758 | -3.945 | 0.000 |
| 월 평균 (β_{11}) | -0.000095 | 0.000050 | -1.907 | 0.056 |
| β_{20} | 0.033917 | 0.010276 | 3.301 | 0.001 |

이 모형에서도 초기값 평균을 의미하는 β_{00} , 선형성장률의 β_{10} , 그리고 성장 가속도 β_{20} 의 추정값은 모두 <표 II-1-14>의 기초모형의 경우와 유사하다. 아울러 모든 회귀계수 추정치와 표준오차, 검정통계량의 값이 관찰점수 모형의 경우인 <표 II-1-17>과 유의할 만한 차이가 발견되지 않는다.

2) 무선효과 모수의 추정 결과

관찰점수 모형의 무선효과는 <표 II-1-19>와 같다. 1수준의 분산은 0.098(표준편차 0.32), 선형성장률 분산은 0.188(표준편차 0.43), 성장가속도의 분산은 0.02(표준편차 0.15)로서 통계적으로 유의미하였다.

<표 II-1-19> 관찰점수 연구모형의 무선효과

| | SD | Variance Component | df | χ^2 | p-value |
|----------|---------|--------------------|------|------------|---------|
| u_{0j} | 0.43394 | 0.18830 | 1393 | 4595.32807 | 0.000 |
| u_{1j} | 0.14985 | 0.02245 | 1395 | 2031.38952 | 0.005 |
| r_{tj} | 0.31356 | 0.09832 | | | |

잠재특성 모형의 무선효과는 <표 II-1-20>과 같다. 1수준의 분산은 0.639(표준편차 0.80), 2수준의 분산은 약 0.034(표준편차 0.185), 3수준의 초기값 분산은 0.188(표준편차 0.43), 선형성장률 분산은 약 0.022(표준편차 0.149)로 나타났다.

<표 II-1-19>와 <표 II-1-20>의 두 모형의 무선효과를 비교해보면 관찰점수 모형의 오차항 분산 크기는 0.098, 잠재특성 모형의 오차항의 크기는 0.032로 관찰점수 모형의 오차항 분산이 개인수준에서 설명변수가 추가되어도 변하지 않는 것을 알 수 있다. 즉, 개인내 성장곡선은 개인차 요인으로 바뀌지 않는다. 기

초모형의 경우와 마찬가지로 유아 개인내 성장곡선 모형의 오차분산은 잠재변수를 종속변수로 사용하는 잠재특성모형에서 작게 추정된다.

〈표 II-1-20〉 잠재특성 연구모형의 무선효과

| | SD | Variance Component | df | χ^2 | p-value |
|------------|---------|--------------------|------|------------|---------|
| u_{0j} | 0.43331 | 0.18776 | 1393 | 4600.78243 | 0.000 |
| u_{1j} | 0.14981 | 0.02244 | 1395 | 2033.57794 | 0.000 |
| r_{ij}^* | 0.18510 | 0.03426 | 1392 | 2140.67390 | 0.000 |
| e_{itj} | 0.79931 | 0.63890 | | | |

5. 결론 및 제언

가. 요약 및 논의

아동패널자료에서 유아의 성장과 발달을 반영하는 많은 변수들은 잠재특성 변수이며 동시에 다수의 문항을 합성하여 구성하는 척도점수이다. 이 같은 경향은 인간의 행동을 탐구하는 경우에 수집하는 자료가 보편적으로 갖는 특징이다. 이 연구는 이 같은 척도 점수를 이용하여 유아의 성장과 발달곡선을 추정하는 것이 타당한지를 검정하기 위한 것이다. 구체적으로 이 연구에서는 다층성장모형의 종속변수를 관찰점수인 척도점수로 사용하는 경우와 잠재특성을 반영하는 진점수를 사용하는 경우를 비교하였다.

두 모형에 의한 자료분석 결과에 어떠한 차이가 기대되는지를 파악하기 위하여 이 연구의 이론적 배경에서는 수리적으로 고정효과 회귀계수의 추정량, 표준오차의 추정량, 그리고 검정통계량에서 두 모형 사이에 어떠한 차이가 존재하는지 규명하였다. 이론적으로 두 모형을 비교한 결과 관찰점수를 사용하는 모형은 표준오차가 축소 추정되어 t-검정 통계량을 높이고 일종오류가 증가하는 것으로 제시하였다. 한국아동패널에서 유아의 사회성 자료를 두 모형으로 분석한 결과 기초모형의 결과에서는 이론적 배경에서 밝힌바 대로 회귀계수 추정값에서는 두 모형 간에 차이가 없지만, 표준오차의 추정과 t-검정 통계량에서는 차이가 있었다. 그러나 그 절대값의 차이는 미미한 편이다. 아마도 종속변수인 사회성

척도의 신뢰도가 양호한 편이므로 두 모형에 의한 분석결과의 차이도 축소될 수 있다. 고정효과 회귀계수를 추정한 결과를 연구모형에서 비교한 결과, 연구모형에서는 두 모형 간에 차이를 발견할 수 없었다. 연구모형에서 고정효과 회귀계수 추정하는 경우에, 두 모형사이에 차이가 나타나지 않는 이유는 분명하지 않다. 다만 개인간 차이를 설명하는 변수가 추가되면 회귀계수의 표준오차는 작아지는 것이 바람직하지만 이 연구에서는 미미하나마 오히려 커지는 경향이 있었다. 즉, 미세한 다중공선성이 개입되었을 가능성을 배제할 수 없다. 다중공선성으로 표준오차가 커지면, 그 크기를 모형간 비교하는 것은 무의미하다. 따라서 이 연구에서는 기초모형의 분석결과가 이론적으로 타당한 것으로 판단된다. 또한 무선효과 모수 추정결과에서도 관찰점수 모형은 각 유아의 성장궤적을 추정하는 오차의 분산이 더 컸다.

나. 결론 및 제언

이상의 결과를 바탕으로 다음의 결론을 내릴 수가 있다. 첫째, 「한국아동패널 연구」 데이터를 기반으로 분석한 결과 사회적 척도와 같이 신뢰도가 0.8이상의 양호한 신뢰도를 보이는 경우, 종속변수의 측정오차 영향은 미미하다. 둘째, 고정효과 모수인 회귀계수 추정량에 종속변수 측정오차의 영향은 없다. 셋째, 고정효과 추정치의 표준오차는 관찰점수 모형에서 축소 추정되며, t-검정통계량 값을 부풀려 1종 오류가 증가할 가능성이 있다. 넷째, 관찰점수모형과 잠재특성모형으로 예시자료를 분석한 결과 기초모형과 연구모형의 분석결과에서 회귀계수의 가설검정결과는 동일하였다. 이와 같은 결과는 사회적 척도가 신뢰도가 높고 사례수가 많으며, 균형 자료의 성격을 가지므로 측정오차의 영향이 적은 것으로 해석된다. 하지만, 척도의 신뢰도가 낮고 불균형이 심한 경우 다른 결과가 가능하다. 종속변수의 측정오차가 개입되면 개인별 성장곡선의 추정오차와 평균성장곡선을 결정하는 회귀계수의 유의도 검정을 위한 일종오류가 커지는 것에 유의할 필요가 있다.

이 연구는 종속변수의 측정오차가 다층성장모형의 고정효과 모수에 대한 추정결과와 가설검정에 어떠한 영향을 미치는지 검토한 것이다. 이 연구결과 개인별 성장곡선을 정의하는 기초모형에서 측정오차의 영향이 선명하게 관찰되므로, 두 모형의 변화모수가 측정오차에 어떠한 영향을 받으며, 성장곡선이 어떻게 추정되는지 추가로 검토할 필요가 있다.

참고문헌

- 강승호·김양분(2004). **신뢰도**. 서울: 교육과학사.
- 김선옥(2005). 유아의 읽기에 영향을 미치는 변인연구: 단기 종단적 접근, **유아교육연구**, 25(1), 129-146.
- 송인섭·김정원·정미경·김혜숙·신은영·박소연(2001). **아동연구방법**. 서울: 학지사.
- 염미애·문혁준(2008). 유아기에서 초등학교로의 전이에 따른 학교적응 및 학업성취에 관한 종단연구. **유아교육연구**, 28(6), 91-118.
- 유준호·오승아(2011). 사회 인구학적 변인에 따른 한국 영아의 발달특성 연구. **아동교육**, 20(3), 181-194.
- 이준옥 역(1999). **교육·심리검사의 원리**, F. G. Brown의 Principles of Educational and Psychology Resting(3rd ed.). 서울: 원미사.
- 임인재(1973). **심리측정의 원리**. 서울: 교육과학사.
- 정옥분(2008). **유아교육연구방법**. 서울: 학지사.
- 황해익(2004). **아동연구방법**. 서울: 정민사.
- Allen, M., and Yen, W. (1979). *Introduction to Measurement Theory*. Monterey, CA: Brooks Cole Publishing Co.
- Cohen, R. J., Swerdlik, M. E., and Smith, D. K. (1992). *Psychological Testing and Assessment: An Introduction to Tests and Measurement*(2nd ed.). Mayfield publishing company.
- Drapher, N., & Smith, H. (1998). *Applied Regression Analysis*(3rd Ed.). Hoboken, NJ: Wiley.
- Raudenbush, S., & Bryk, A. (2002). *Hierarchical Linear Models: Applications and Data Analysis*. Thousand Oaks, CA: Sage Publications Inc.
- Raudenbush, S., Rowan, B., and Kang, S. (1991). A multilevel multivariate model for studying school climate with estimation via EM algorithm and application to U.S. high school data. *Journal of Educational*

Statistics, .16(4). 295-330.

Shadish, W., Cook, T., & Campbell, D .(2002). *Experimental and Quasi-Experimental Designs for Generalized Causal Inference* New York, NY: Houghton Mifflin Co.

Thorndike, E. L. (1918). *The nature purpose and general method of measurement of educational products*. In The seventh yearbook of the National Society for the Study of Education, Part II. Chicago: University of Chicago Press, 16.

Bibliography

강상진(1998). 교육 및 사회연구를 위한 연구방법으로서 다층모형과 전통적 선형모형과의 비교분석 연구. *교육평가연구*, 11(1), 207-258.

전민정·강상진(2005). 다층자료의 구조적 특성에 따른 모수 추정 비교: 2-level HLM, 3-level HLM, CMM 방법의 비교. *교육평가연구*, 18(2), 123-147.

부부 사이의 행위자-상대자 상호의존성 효과와 자녀의 또래 상호작용의 관계검증

홍세희 (고려대학교 교육학과 교수)

1. 서론

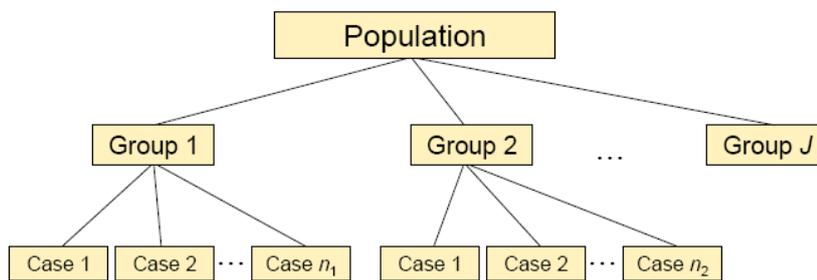
가. 연구의 필요성 및 목적

한국아동패널(Panel Study on Korean Children; PSKC)은 영유아의 성장과 발달을 출생부터 장기적으로 추적 조사하는 국가수준 종단자료로 아동의 특성 뿐 만 아니라 영유아의 부와 모 모두 설문에 응답하도록 설계되어 있다. 부, 모, 아동은 가족체계의 구성원으로서 서로 긴밀한 영향을 주고받는 관계에 있으므로 부와 모, 아동으로부터 얻어진 세 종류의 자료를 종합적으로 분석하는 것은 한국아동패널 조사 설계의 취지를 가장 효율적으로 반영하는 방법이 될 것이다.

일반적인 다변량 분석에서는 하나의 대상으로부터 나온 자료 사이의 관련성을 보는 방법이므로 각각 다른 대상(예: 부, 모, 아동)의 자료를 결합하여 분석하기가 어려우며, 각기 다른 대상 사이의 상호 의존성을 분석하는 것이 가능하지 않다. 따라서 최근 행동과학 통계분야에서 많이 발전하고 있는 행위자-상대자 상호의존성 모형(Actor-Partner Interdependence Model; APIM)을 적용하여 부, 모, 아동 사이의 영향관계를 분석하고자 한다. 한국아동패널에 행위자-상대자 상호의존성 모형을 적용한 예를 통해 부와 모 사이의 상호관계가 아동에 어떻게 영향을 주는지 검증하는 방식을 제시하면 한국아동패널의 자료특성을 충분히 활용하는 연구를 촉발시킬 수 있을 것이다.

행위자-상대자 상호의존모형을 구현하기 위한 커플자료(couple data; dyadic data)분석에 많이 적용되는 방법 중 하나는 다층모형을 이용한 방법이다. 다층모형에서는 [그림 II-2-1]과 같이 동일집단에 속하는 개인 사이에 유사성이 있다고 가정한다. 이러한 다층모형의 개념을 대입하면, 커플자료는 한 쌍의 커플이

하나의 집단을 이루는 다층구조를 갖는다고 간주할 수 있다. 커플자료 모형은 크게 구분가능 커플자료(dyad with distinguishable)와 구분불가 커플자료(dyad with indistinguishable)로 나눌 수 있다(Kenny, Kashy, & Cook, 2006). 구분가능 커플자료의 예로는 남편과 아내, 고용주와 피고용인, 교사와 학생을 들 수 있고, 구분불가 커플의 예로는 동성커플, 쌍생아, 사업동업자 등을 들 수 있다.



[그림 II-2-1] 다층자료의 구조적 특성: 집단내 의존성

다층모형에서 구현하는 커플자료분석 모형은 두 명을 한 단위로 처리하는 다변량 분석이다. i 가 문항, j 가 커플멤버일 때, 커플자료 분석 모형은 다음의 수식으로 표현할 수 있다.

$$Y_{ij} = \beta_{1j}X_{1ij} + \beta_{2j}X_{2ij} + e_{ij} \quad (1)$$

X 는 0과 1로 코딩되어 커플 중 누구의 자료인지 알려주는 지수변수(indicator)이고, β 는 커플 내 각 멤버의 Y 의 진점수를 뜻한다. X_1 이 커플의 첫 번째 사람(예, 남편)에 대한 지수변수라면, 남편이 응답한 자료에 대해서는 1로, 부인이 응답한 자료에 대해서는 0으로 표시된다. 마찬가지로 X_2 가 커플의 두 번째 사람(예, 부인)에 대한 지수변수라면, 부인이 응답한 자료에 대해서는 1로, 남편이 응답한 자료에 대해서는 0으로 표시되어 지수변수에 따라서 β 가 남편 혹은 아내의 진점수를 뜻하게 된다.

β 에 대한 설명변수로는 커플 공통변수(couple-level variable)와 멤버변수(individual-level variable)가 있다. 커플 공통변수는 커플 모두에 설명변수로 사용하는 것이고, 멤버변수는 특정 커플멤버 즉 개인에 대한 설명변수를 말한다.

i 가 문항, j 가 커플멤버, q 가 독립변수의 개수일 때 β 에 대하여 설명변수를 추가한 모형은 아래와 같은 수식으로 표현할 수 있다.

$$\beta_{1j} = \gamma_{10} + \sum \gamma_{1q} W_{1qj} + u_{1j} \tag{2}$$

$$\beta_{2j} = \gamma_{20} + \sum \gamma_{2q} W_{2qj} + u_{2j} \tag{3}$$

수식 (2)를 남편의 진점수(β_{1j})에 대한 회귀모형으로 보면 γ_{10} 는 절편, W_{1qj} 예측변수들 각각의 관측점수, γ_{1q} 는 예측변수 각각의 회귀계수, u_{1j} 는 잔차가 된다. 마찬가지로 수식 (3)을 아내의 진점수(β_{2j})에 대한 회귀모형으로 보면 γ_{20} 는 절편, W_{2qj} 예측변수들 각각의 관측점수, γ_{2q} 는 예측변수 각각의 회귀계수, u_{2j} 는 잔차가 된다.

다층모형에서 기인한 수식 (1)은 구조방정식 모형의 측정모형으로 변환할 수 있으며 변환모형은 수식 (4)와 같다. η 는 β 와 일치하는 잠재변수이고, Λ 는 X 와 일치하는 요인계수이다. 이때 요인계수는 지수변수 코딩 값에 해당되므로 모두 1로 고정된 상태이다.

$$Y_{ij} = \eta_{1j} \Lambda_{1ij} + \eta_{2j} \Lambda_{2ij} + \epsilon_{ij} \tag{4}$$

구조방정식 모형에서는 η 간 구조모형을 구현할 수 있는데 위에서 살펴본 예와 같이 남편과 아내의 진점수(η)에 대한 구조모형은 수식 (5)와 같다.

$$\eta = \alpha + \Gamma \xi + \zeta \tag{5}$$

위 모형은 커플자료에서, η 는 내생변수의 2×1 벡터, α 는 잠재변수 평균의 2×1 벡터행렬, Γ 는 $2 \times q$ 행렬, ξ 는 잠재외생변수의 $q \times 1$ 벡터, ζ 는 잠재변수 오차의 2×1 벡터를 뜻한다.

다층모형을 적용한 커플자료 분석에서는 모든 요인계수를 1로 고정하며 (Wendorf, 2002) 오차공분산에 대한 가정이 없는데, 이러한 비현실적인 가정은 구조방정식모형을 적용하면 극복이 가능한 것이다. 구조방정식 모형을 이용한 커플자료 분석은 측정모형의 요인계수가 모두 1이라는 가정을 하지 않고 측정

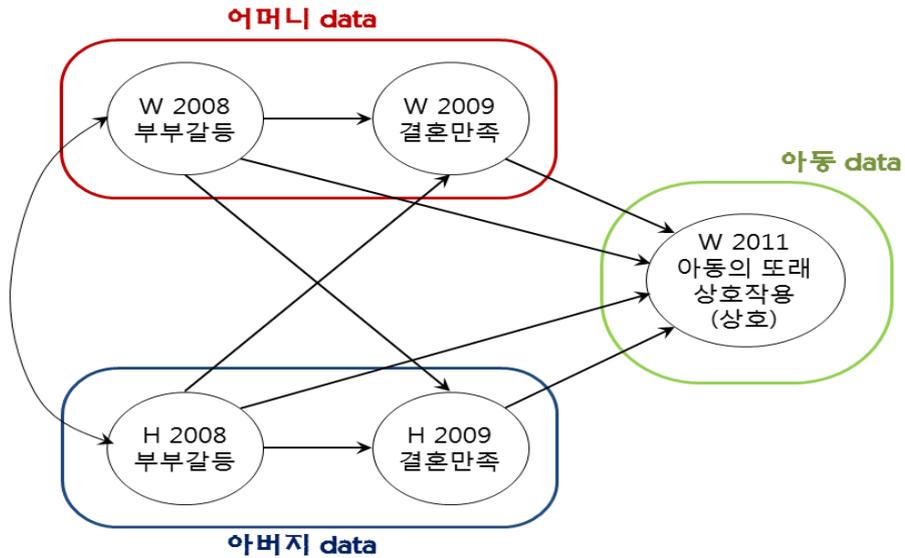
동일성이 만족되는 선에서 각각의 요인계수를 추정한다. 또한 구조방정식모형에서는 자료와 연구모형이 어느 정도 부합되는가에 대한 적합도지수가 산출되며 커플자료를 이용한 다중매개검증도 가능한데, 이는 다층모형에서는 가능하지 않은 것이다. 따라서 구조방정식 모형을 적용하여 커플자료 분석을 하면 다층모형을 적용할 때보다 다양한 연구모형을 검증할 수 있으며 연구모형을 더욱 정교하게 만들 수 있다는 장점이 있다. 이 연구의 목적은 한국아동패널 자료를 이용한 커플자료 분석 방법을 제시하는 것이다. 새로운 관점의 방법을 적용하는 예를 통해 패널자료 연구의 가이드 역할이 되기를 기대한다.

나. 연구문제

본 연구는 2가지 목적을 가지고 있다. 첫 번째는 아동패널 자료에 행위자-상대자 상호의존성 모형의 적용이 적절한 이유를 설명하고 몇 가지 가능한 모형의 예를 설명할 것이다. 두 번째로는 아동의 또래 상호작용이 부와 모 사이의 관계에 영향을 받는지 행위자-상대자 상호의존성 모형을 적용하여 검증하는 것이다. 즉, 아동의 행동은 부모의 행동을 모방하는 경향이 있는데 아동의 또래 상호작용 행동특성이 양 부모가 서로 영향을 어떻게 주고받는가에 따라 어떻게 달라지는지 검증한다. 행위자-상대자 상호의존성 모형은 서로 상호작용이 많은 사람들의 관계에서 개인의 특징이 상대방에게 미치는 효과와 자기 자신에게 미치는 효과를 동시에 알아볼 수 있다는 장점이 있다. 두 번째 연구문제에서 검증하는 내용은 구체적으로 아래와 같다.

부부간의 갈등이 부부의 결혼만족도에 영향을 주는지, 부, 모 각자 응답한 부부갈등 정도와 결혼만족도가 자녀의 또래 상호작용에 영향을 주는지 검증할 것이다(그림 II-2-1 참고). 남편이 느끼는 부부갈등의 정도는 자신이 느끼는 결혼만족도에 영향을 줄 뿐만 아니라 배우자인 아내가 지각하는 결혼만족도에도 영향을 줄 것으로 기대된다. 반대로 아내가 느끼는 부부갈등의 정도는 자신이 느끼는 결혼만족도에 영향을 줄 뿐만 아니라 배우자인 남편이 지각하는 결혼만족도에도 영향을 줄 것으로 기대된다. 이렇게 자기 자신에게 영향을 주는 효과를 행위자(actor) 효과라 하고 상대방에게 주는 효과를 상대자(partner) 효과라고 한다. 최종적으로 부와 모 사이의 상호관계는 아동의 또래상호작용에 영향을 줄 것이다. 따라서 [그림 II-2-1]에 나타난 바와 같이 부-부-아동의 매개효과, 모-모-아동의 매개효과 뿐만 아니라 부-모-아동의 매개효과, 모-부-아동의 매개효과도

존재하는지 검증한다. 부부갈등, 결혼만족도, 아동의 또래 상호작용 변수는 시점을 달리해서 이 효과가 종단적으로 존재하는지 검토한다.



[그림 II-2-2] 행위자-상대자 상호의존성 모형의 예: 부부사이의 관계와 아동의 또래 상호작용의 구조모형

참고로 기존의 다변량 통계분석이 하나의 대상에서 얻은 변수 사이의 관계를 분석하는데 비해 행위자-상대자 상호의존성 모형에서는 여러 대상으로부터 얻은 자료를 통합하여 상호의존적 관계를 분석한다. 한국아동패널 자료는 종단자료이므로 자녀책임, 부부갈등, 아동의 또래 상호작용 변수는 시점을 달리해서 종단적 효과를 분석하는 것이 가능하다. 따라서 [그림 II-2-1]과 같이 부, 모, 아동 자료를 통합하여 다른 다양한 행위자-상대자 상호의존성 모형을 개발하는 것이 가능하다는 장점이 있다.

2. 연구 방법

가. 연구대상 및 변수설정

본 연구에서는 한국아동패널의 부·모가 각각 응답한 자료를 사용하였다. 부부갈등 변수는 부부간에 일어나는 부정적인 갈등상황에 대한 정도를 묻는 8개 문항으로 2009년 자료를 사용하였다. 결혼만족도 변수는 배우자 또는 결혼생활에 얼마나 만족하는지 묻는 4개 문항으로 2010년 자료를 사용하였다. 아동의 또래 상호작용 변수는 아이가 또래 친구들과 어떻게 지내는지 어머니가 응답한 자료로 2011년 자료를 사용하였다. 아동의 또래 상호작용에 대한 문항은 '상호', '방해', '단절'의 세 가지 하위영역으로 나누어져 있는데, 이 중 친구들과의 놀이에서 주도적 역할을 하거나 도움행동을 하는지에 대한 '상호'영역의 9개 문항을 사용하였다. 각 변수들에 대한 자세한 문항내용은 <표 II-2-1>과 같다.

나. 분석방법

본 연구에서는 행위자-상대자 상호의존성 모형을 적용하였다. 이 모형은 가족과 같이 상호작용이 많은 사람들의 역동적인 관계에서 개인의 특징이 상대방에게 미치는 효과와 자기 자신에게 미치는 효과를 동시에 알아볼 수 있기 때문에, 행위자 효과(actor effect)와 상대자 효과(partner effect)를 알아보는데 유용한 방법이다. 본 연구에서 제시할 행위자-상대자 상호의존성 모형 적용의 예는 크게 세 가지이다. 첫 번째로 커플자료의 첫 번째 변수에 대하여 측정모형을 검증하고, 둘째, 커플자료의 두 번째 변수를 추가하여 행위자-상대자 상호의존성 모형을 검증하였다. 셋째, 행위자-상대자 상호의존성 모형에 아동과 관련된 결과변수를 추가하여 매개효과를 검증하였다. 기술통계는 SPSS 18, 커플자료의 측정모형과 행위자-상대자 상호의존성 모형검증을 위해서는 AMOS 16을 사용하였으며 매개효과의 유의성은 *Mplus 7* (Muthen & Muthen, 2012)로 검증하였다.

<표 II-2-1> 연구에서 쓰일 변수들의 문항내용과 신뢰도

| 변수 | 문항 번호 | 문항내용 | 신뢰도 |
|--------------|----------|---|--------------------|
| 부부갈등 2009 | 1 | 사소한 말다툼이 큰 싸움으로 변해 서로 욕설하고 비난하며, 과거의 잘못을 다시 들추면서 싸운다. | 남편 .891 아내 .908 |
| | 2 | 남편(아내)는 내 생각이나 기분 혹은 내가 원하는 것을 비난하고 별로 중요하게 생각하지 않는다. | |
| | 3 | 남편(아내)는 내 생각과 말을 내가 의도한 것보다 더 부정적으로 보는 경향이 있다. | |
| | 4 | 남편(아내)는 나를 존중하지 않는 것 같다. | |

(표 II-2-1 계속)

| 변수 | 문항 번호 | 문항내용 | 신뢰도 |
|------------------------------------|-------------------------|---|--------------------|
| 부부갈등 2009 | 5 | 내 진짜 생각과 느낌 혹은 우리 관계에 대한 요구를 남편(아내)에게 말해봤자 아무 의미가 없다. | |
| | 6 | 다른 사람과 사귀거나 결혼하면 어떨까 하고 심각하게 생각한다. | |
| | 7 | 나는 지금 결혼생활에서 외로움을 느낀다. | |
| | 8 | 우리는 다투면 더 이상 이야기 하고 싶지 않아 그 자리를 피해버린다. | |
| 결혼 만족도 2010 | 1 | 귀하는 배우자로서의 남편(아내)에 대하여 얼마나 만족하십니까? | 남편 .920 아내 .915 |
| | 2 | 귀하는 결혼생활에 얼마나 만족하십니까? | |
| | 3 | 귀하는 남편과(아내와)의 관계에 대해 얼마나 만족하십니까? | |
| | 4 | 귀하는 아이의 아버지(어머니)로서의 남편(아내)에 대해 얼마나 만족하십니까? | |
| 아동의 또래와 상호작용 (상호) 2011 | 1 | 친구를 돕는다. | .802 |
| | 12 | 친구 사이의 갈등이 해결되도록 돕는다. | |
| | 18 | 친구의 행동을 기분 나쁘지 않게 이야기한다. | |
| | 20 | 친구에게 함께 놀자고 한다. | |
| | 22 | 다치거나 슬퍼하는 친구를 위로한다. | |
| | 24 | 친구와 놀이하면서 이야기를 만들어가며 말한다. | |
| 27 | 친구와의 놀이에서 긍정적 감정을 표현한다. | | |
| 29 | 친구와의 놀이에서 창의성을 나타낸다. | | |
| 30 | 놀이에서 다른 아이를 주도한다. | | |

3. 연구 결과

가. 기술통계

본 연구에서 사용한 주요변수들의 평균과 표준편차는 <표 II-2-2>와 같다. 부부갈등의 평균은 부 모 각각 2.03, 2.00로 유사했고, 결혼만족도의 평균은 부 모 각각 3.45, 4.21로 '모'결혼만족도 평균이 '부'결혼만족도 평균보다 높았다. 2009년에 평균 연령은 부 모 각각 약 35세, 32세로 '부'연령이 '모'연령보다 약 3세 많았으며, 결혼지속기간의 평균은 약 4.4년이였다. 가계소득의 평균과 표준편차는 각각 418.48과 629.07로 다른 변수들에 비해 단위가 100배 이상 차이내고 왜

도가 7이상, 첩도가 60이상으로 정규성가정에서 벗어나므로 연구모형 분석에서는 자연로그를 취한 값을 사용하였다.

〈표 II-2-2〉 주요변수들의 기술통계

| | N | 최소값 | 최대값 | 평균 | 표준편차 |
|-------------------|-------|-------|--------|---------|---------|
| ‘모’ 부부갈등 2009 | 1,888 | 1.000 | 4.875 | 2.030 | .767 |
| ‘부’ 부부갈등 2009 | 1,807 | 1.000 | 5.000 | 2.001 | .716 |
| ‘모’ 결혼만족도 2010 | 1,765 | 1.000 | 5.000 | 3.848 | .769 |
| ‘부’ 결혼만족도 2010 | 1,685 | 1.000 | 5.000 | 4.207 | .721 |
| ‘아동’ 또래상호작용 2011 | 1,697 | 1.333 | 5.000 | 3.447 | .485 |
| 결혼 지속기간 (단위: 1년) | 1,740 | 1.000 | 10.000 | 4.777 | 2.235 |
| 가계소득 (단위: 만원/1개월) | 1,852 | 50 | 9,000 | 418.477 | 629.071 |
| ‘모’ 연령 2009 | 2,077 | 20 | 47 | 32.343 | 3.715 |
| ‘부’ 연령 2009 | 1,992 | 20 | 52 | 34.878 | 4.044 |

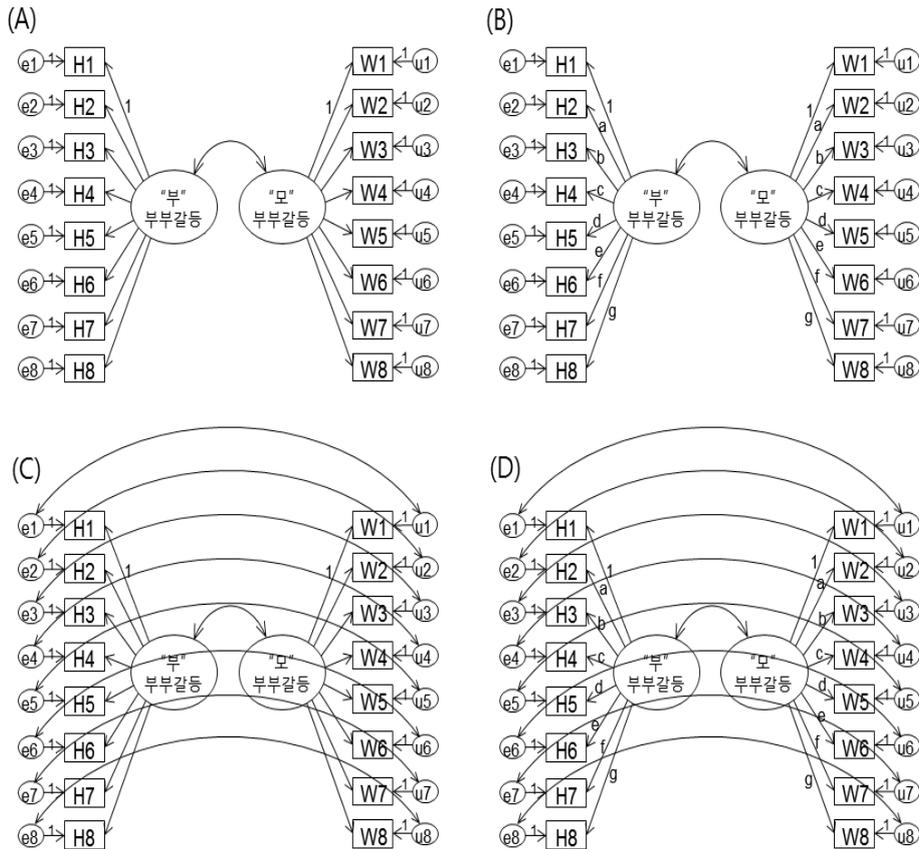
나. 측정동일성 검증

1) 측정동일성 검증

먼저 부부갈등 구인이 부와 모 두 사람 간 요인적재치가 동일한 수준인지 검증하기 위하여 커플 측정모형에 대한 네 가지 경쟁모형을 비교 하였다. [그림 II-2-3]의 (A)와 (C)는 요인계수를 모두 각각 추정하도록 하는 기저모형이고, (B)와 (D)는 커플자료의 대칭되는 요인계수를 같은 문자로 제약하여 두 사람에게 부부갈등 구인이 동일하게 측정되었음을 가정하는 완전측정동일 모형이다. (A)와 (B)는 오차공분산을 설정하지 않은 모형이고 (C)와 (D)는 오차공분산을 설정한 모형이다. 상호의존 모형에서는 대칭되는 변수 사이에 대개 공분산이 발생하기 때문에 공분산이 있는 모형을 고려할 필요가 있다.

분석결과는 <표 II-2-3>에 정리된 바와 같다. 구조방정식 모형에서 산출되는 적합도 지수는 여러 가지가 있지만, 좋은 적합도 지수는 간명성을 고려하면서도 사례(case)수에 너무 민감하지 않아야하며 양호도에 대한 기준이 축적되어 있어야 한다(홍세희, 2000). 이러한 조건들을 고려할 때 좋은 적합도지수라 할 수 있는 TLI, CFI, RMSEA를 기준으로 모형적합성을 판단하였다. TLI와 CFI는 .9이상

이면 양호한 적합도로 보고 (Bentler, 1990; Tucker & Lewis, 1973), RMSEA는 .05이하이면 좋은 적합도, .08이하이면 적당한 적합도, .1 이상이면 부적절한 적합도이다 (Browne & Cudeck, 1993).



[그림 II-2-3] 측정동일성 검증을 위한 네 가지 경쟁모형

모형 c는 TLI, CFI, RMSEA가 각각 .885, .908, .083로 네 모형 중 적합도가 가장 양호하였다. 커플 간 측정이 동일하다고 가정한 모형(D)보다 모형(C)가 더 적합하므로 <표 II-2-3>의하면 부와 모의 부부갈등에 대한 측정은 동일하지 않다고 보아야 한다. 따라서 각각의 요인계수 쌍을 하나씩 제약하여 부분측정동일성 검증을 실시하였다.

〈표 II-2-3〉 측정동일성 검증 위한 적합도 지수

| | χ^2 | df | TLI | CFI | RMSEA (90%CI) |
|---------------|----------|-----|-------------|-------------|-------------------------|
| 모형 (A) | 2153.141 | 117 | .863 | .882 | .090 (.087-.093) |
| 모형 (B) | 2719.537 | 124 | .836 | .850 | .099 (.095-.102) |
| 모형 (C) | 1703.891 | 109 | .885 | .908 | .083 (.079-.086) |
| 모형 (D) | 2291.918 | 116 | .853 | .874 | .093 (.090-.097) |

2) 부분측정동일성 검증

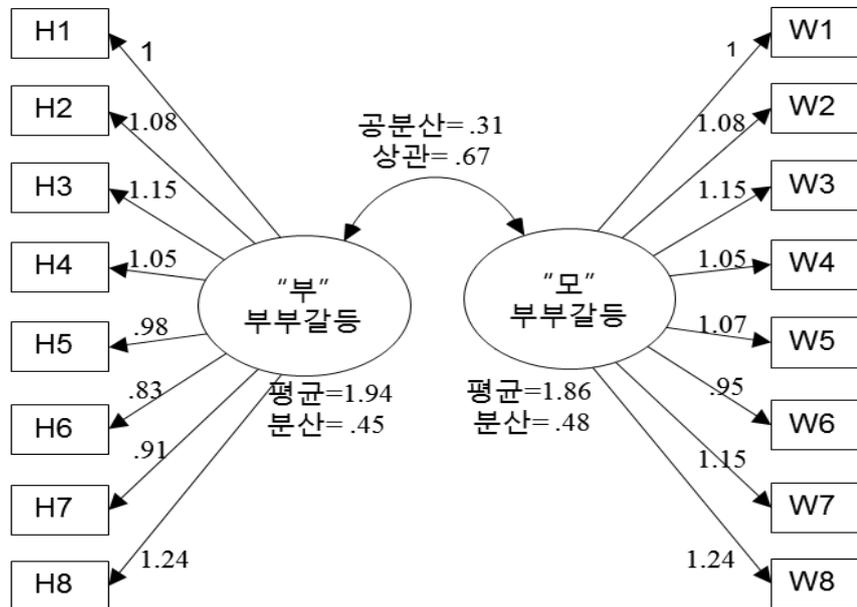
[그림 II-2-3]의 모형(D)는 요인적재치가 a~g로 제약되어있는데, 이 요인 적재치를 한 쌍 씩 제약하여 부분측정동일성검증을 실시하였다. <표 II-2-4>를 참고하면 기저모형에서 시작한 부분측정동일성 모형 검증 결과, a쌍 만 제약 하였을 때와 c쌍만 제약하였을 때 적합도가 가장 양호하였으며, 기저모형인 모형(C)와 비교해도 적합도가 유사하기 때문에 a쌍과 c쌍을 제약하였다. a쌍과 c쌍을 제약한 상태에서 나머지 요인 적재치를 한 쌍씩 제약한 결과, b쌍을 추가로 제약한 모형의 적합도가 a와 c를 제약한 모형에 비해서 적합도가 크게 나빠지지 않아 b도 추가적으로 제약하였다. 같은 방식으로 요인 적재치 제약모형을 비교한 결과, a, b, c, g쌍을 동일화제약 하였다. a, b, c, g를 제약한 상태에서 d, e, f에 대한 검증을 했을 때 어떤 적합도 기준으로도 양호하다고 보기 어렵기 때문에 d, e, f는 제약하지 않았다. 선택된 측정모형 결과는 [그림 II-2-4]와 같다. '부부갈등의 평균과 분산은 1.935, 0.445이고 '모'부부갈등의 평균과 분산은 1.857, .481이다. 부부갈등 수준은 평균은 남편의 평균이 아내의 평균 보다 높게 나타났다. 측정동일화제약을 하지 않은 6번과 7번문항의 내용은 각각 '다른 사람과 사귀거나 결혼하면 어떨까 하고 심각하게 생각한다.', '나는 지금 결혼생활에 외로움을 느낀다.'인데, 이 두 문항은 부부갈등이라는 구인을 측정하는데 있어서 커플 간에 동일하게 기능하는 문항이 아닌 것으로 여겨진다.

〈표 II-2-4〉 부분측정동일성모형 비교를 위한 적합도 지수

| | 제약경로 | χ^2 | df | TLI | CFI | RMSEA(90%CI) |
|--------|-----------------|----------|-----|-------------|-------------|-------------------------|
| | "a" only | 1708.607 | 110 | .886 | .908 | .082 (.079-.086) |
| 기저모형에서 | "b" only | 1722.119 | 110 | .885 | .907 | .083 (.079-.086) |
| 하나씩 제약 | "c" only | 1704.493 | 110 | .886 | .908 | .082 (.079-.086) |

(표 II-24 계속)

| | 제약경로 | χ^2 | df | TLI | CFI | RMSEA(90%CI) |
|-------------------------------|-------------------|----------|-----|-------------|-------------|-------------------------|
| 기저모형에서 하나씩 제약 | "d" only | 1741.630 | 110 | .884 | .906 | .083 (.080-.087) |
| | "e" only | 1775.472 | 110 | .881 | .904 | .084 (.081-.087) |
| | "f" only | 1945.425 | 110 | .869 | .894 | .088 (.085-.092) |
| | "g" only | 1719.321 | 110 | .885 | .907 | .083 (.079-.086) |
| a, c 제약한 상태에서 하나씩 제약 | a, c, b | 1725.482 | 112 | .887 | .907 | .082 (.078-.085) |
| | a, c, d | 1792.925 | 112 | .882 | .903 | .084 (.080-.087) |
| | a, c, e | 1833.858 | 112 | .879 | .901 | .085 (.081-.088) |
| | a, c, f | 2103.686 | 112 | .860 | .885 | .091 (.088-.094) |
| a,b,c 제약한 상태에서 하나씩 제약 | a, b, c, d | 1834.054 | 113 | .880 | .901 | .081 (.081-.088) |
| | a, b, c, e | 1873.952 | 113 | .878 | .898 | .082 (.082-.089) |
| | a, b, c, f | 2167.293 | 113 | .857 | .881 | .089 (.089-.095) |
| | a, b, c, g | 1777.277 | 113 | .884 | .904 | .083 (.079-.086) |
| a,b,c,g 제약한 상태에서 하나씩 제약 | a, b, c, g, d | 1862.745 | 114 | .880 | .899 | .084 (.081-.088) |
| | a, b, c, g, e | 1903.318 | 114 | .877 | .897 | .085 (.082-.089) |
| | a, b, c, g, f | 2183.932 | 114 | .857 | .880 | .092 (.089-.095) |

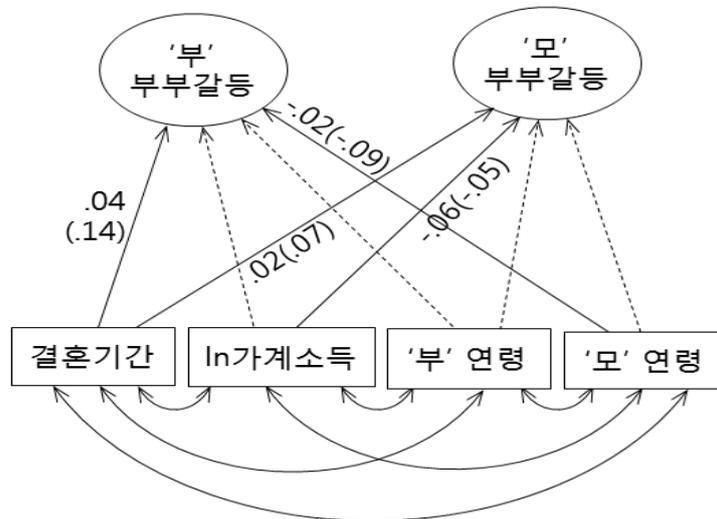


주. 위 그림에서 오차공분산 부분은 생략.

[그림 II-2-4] 최종 선택된 측정모형 결과

3) 설명변수 추가모형

위에서 선택된 부분측정동일성 모형에 설명변수를 추가하여 그 효과를 살펴 보았다. 현재 결혼 유지기간, 가계소득, 부와 모의 연령을 설명변수로 설정한 [그림 II-2-5] 모형에 대한 결과는 아래와 같다. 현재 결혼 유지기간과 연간가계 소득은 커플이 공유하는 커플공통변수(couple-level variable)이고, 부와 모 각자의 연령은 멤버변수(individual-level variable)이다. 커플자료에서의 독립변수는 커플이라는 하나의 집단에 속하여 서로 상관이 있다는 가정하에 분석하였고 분석 결과 적합도가 양호하였다(표 II-2-5 참고). 결혼지속기간은 '부' 부부갈등과 '모' 부부갈등에 모두 유의미한 영향을 주었다. 결혼지속기간이 길어질수록 남편과 아내 모두 부부갈등이 증가하며 남편보다는 아내에게 미치는 효과가 더 컸다. 가계소득은 남편에게는 유의미하지 않고 아내에게만 유의미했으며, 가계월 평균소득이 클수록 아내가 느끼는 부부갈등이 감소하는 경향을 보였다. '부' 연령이 부부갈등에 미치는 효과는 부, 모 모두에게 유의미하지 않았다. '모' 연령이 부부갈등에 미치는 효과는 아내의 부부갈등에 대해서는 유의미하지 않았다. '모' 연령의 효과에 대해서는 아내의 연령이 높을수록 남편이 느끼는 부부갈등이 유의미하게 낮음을 알 수 있다.



[그림 II-2-5] 부부갈등 커플자료에 설명변수를 추가한 모형

〈표 II-2-5〉 부부갈등 커플자료에 설명변수를 추가한 모형의 적합도

| χ^2 | df | TLI | CFI | RMSEA (90%CI) |
|----------|-----|------|------|------------------|
| 1859.193 | 169 | .891 | .912 | .068 (.065-.071) |

〈표 II-2-6〉 부부갈등의 커플자료에 대한 설명변수의 효과

| | 계수 | 표준화계수 | 표준오차 |
|-----------------|---------|-------|------|
| 결혼기간 → 부 부부갈등 | .041*** | .141 | .008 |
| 결혼기간 → 모 부부갈등 | .022* | .073 | .009 |
| 가계소득 → 모 부부갈등 | -.059* | -.052 | .028 |
| 가계소득 → 부 부부갈등 | -.034 | -.032 | .027 |
| '부' 연령 → 부 부부갈등 | -.004 | -.027 | .006 |
| '부' 연령 → 모 부부갈등 | -.001 | -.004 | .006 |
| '모' 연령 → 모 부부갈등 | -.004 | -.022 | .007 |
| '모' 연령 → 부 부부갈등 | -.016* | -.090 | .007 |

* $p < .05$, *** $p < .001$.

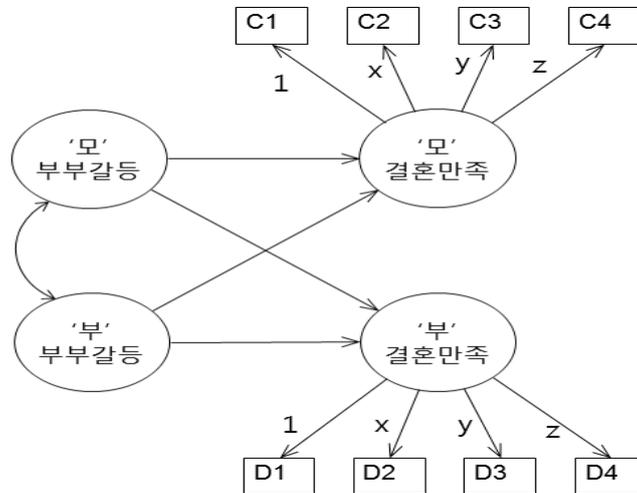
4) 행위자-상대자 상호의존 모형(APIM)

가) 결혼만족도의 측정동일성 검증

앞서 살펴본 측정모형에 결혼만족도 변수를 추가하여 행위자-상대자 상호의존모형을 분석할 것이다. 본 모형을 분석하기에 앞서 추가된 변수의 측정동일성 검증을 실시하였다. [그림 II-2-6]에서 결혼만족도에 대한 측정동일성 검증을 위하여 각 요인적재량을 각각 x , y , z 로 제약한 측정동일모형 (제약모형)과 기저모형의 적합도를 비교하였다. <표 II-2-7>의 결과를 보면 두 모형 모두 비슷한 적합도가 산출되었으며 두 모형의 자유도 차이가 3 인데 χ^2 값은 변화가 미미하기 때문에 제약모형을 선택하는 것이 타당하였다. 결혼만족도 구인에 대하여 커플간 측정동일성이 성립하였다.

〈표 II-2-7〉 결혼만족도의 커플간 측정동일성 검증

| | χ^2 | df | TLI | CFI | RMSEA (90%CI) |
|------|----------|-----|------|------|------------------|
| 기저모형 | 1590.417 | 238 | .941 | .953 | .051 (.049-.054) |
| 제약모형 | 1591.192 | 241 | .942 | .953 | .051 (.049-.053) |



주. 부부갈등에 대한 측정모형과 오차 및 오차공분산은 생략.

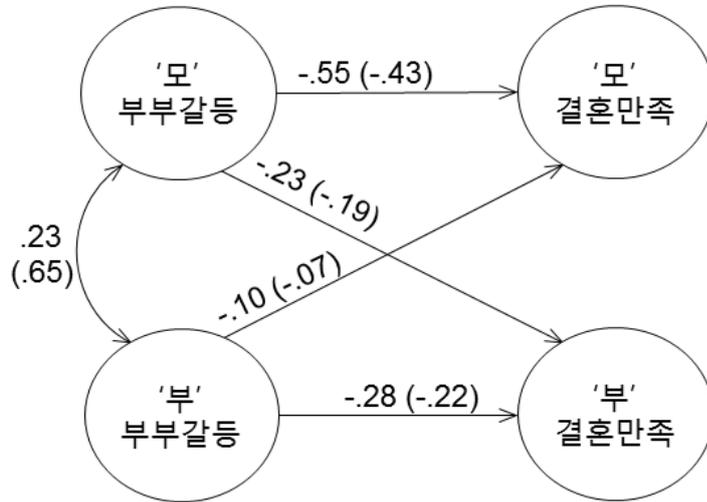
[그림 II-2-6] 결혼만족도의 측정동일성검증 모형

나) 행위자-상대자 상호의존모형 검증

부부갈등과 결혼만족도의 행위자-상대자 상호의존모형은 아래 그림과 표에 나타나 있다. <표 II-2-8>의 적합도 지수는 TLI, CFI, RMSEA이 각각 .891, .912, .068로 분석모형의 적합도는 양호한 것으로 나타났다. [그림 II-2-7]과 <표 II-2-9>에 나타나 있듯이 추정된 경로계수들은 모두 통계적으로 유의미했으며, 남편과 아내 모두 부부갈등이 높을수록 결혼만족도가 낮아지는 경향을 보였다. 아내의 부부갈등이 아내의 결혼만족에 주는 영향 (모 행위자효과)는 아내의 부부갈등이 남편의 결혼만족에 주는 영향 (모 상대자효과)에 보다 크게 나타났다. 남편도 마찬가지로 상대자효과보다 행위자효과의 절대값이 더 컸다. 추정된 경로계수들 중 아내가 느끼는 부부갈등이 스스로의 결혼만족에 미치는 영향의 절대값이 가장 컸으며 남편이 느끼는 부부갈등이 아내가 느끼는 결혼만족에 미치는 효과가 가장 작았다.

<표 II-2-8> 부부갈등과 결혼만족도의 행위자-상대자 상호의존모형 적합도

| χ^2 | df | TLI | CFI | RMSEA (90%CI) |
|----------|-----|------|------|------------------|
| 1859.193 | 169 | .891 | .912 | .068 (.065-.071) |



[그림 11-2-7] 행위자-상대자 상호의존모형 결과

<표 11-2-9> 부부갈등과 결혼만족도의 행위자-상대자 상호의존모형 결과

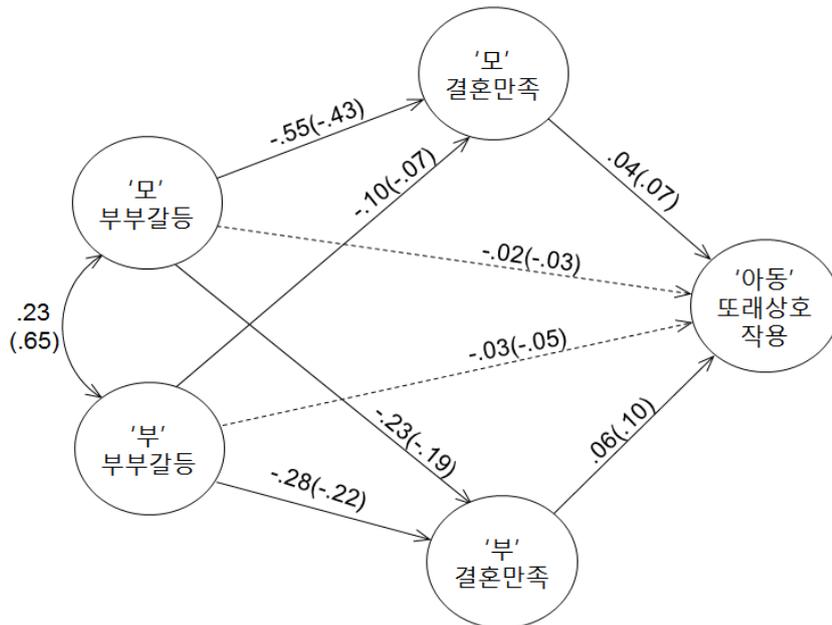
| | 계수 | 표준화계수 | 표준오차 |
|-----------------|----------|-------|------|
| 모 부부갈등 → 모 결혼만족 | -.547*** | -.429 | .043 |
| 모 부부갈등 → 부 결혼만족 | -.230*** | -.192 | .042 |
| 부 부부갈등 → 모 결혼만족 | -.095* | -.072 | .044 |
| 부 부부갈등 → 부 결혼만족 | -.276*** | -.222 | .044 |
| 모 부부갈등 ↔ 부 부부갈등 | .231*** | .646 | .015 |

* $p < .05$, *** $p < .001$.

5) APIM에 결과변수 추가 및 매개모형 검증

앞에서 살펴본 행위자-상대자 상호의존 모형에 아동의 또래상호작용 변수를 최종 결과변수로 설정하여 행위자 매개효과, 상대자 매개효과를 검증하였다. 아내의 부부갈등이 스스로의 결혼만족도를 거쳐 아동의 또래상호작용에 미치는 효과를 '모 행위자 매개효과', 아내의 부부갈등이 남편의 결혼만족도를 거쳐 아동의 또래상호작용에 미치는 효과를 '모 상대자 매개효과', 남편의 부부갈등이

스스로의 결혼만족도를 거쳐 아동의 또래상호작용에 미치는 효과를 '부 행위자 매개효과', 남편의 부부갈등이 아내의 결혼만족도를 거쳐 아동의 또래상호작용에 미치는 효과를 '부 상대자 매개효과'라 한다. 분석결과 적합도 지수는 TLI, CFI, RMSEA는 각각 .945, .953, .039로 연구모형이 자료와 잘 부합되는 것으로 나타났다. <표 II-2-11>은 경로계수 추정결과를 정리한 것으로 부와 모 모두 각자가 느끼는 부부갈등이 아동 또래상호작용에 미치는 경로계수가 유의미하지 않았다. 부부갈등이 아동또래상호작용에 미치는 효과에 대한 두 경로를 제외한 모든 경로가 통계적으로 유의미하였다. 추가된 변수인 아동의 또래상호작용에 대한 추정결과를 보면 아내, 남편 모두 결혼만족도가 높을수록 아동의 또래상호작용 수준이 높은 것으로 나타났으며, 표준화된 계수를 살펴보면 남편의 결혼만족도가 아동 또래상호작용에 미치는 영향이 아내의 결혼만족도가 아동의 또래상호작용에 미치는 영향보다 상대적으로 크게 나타났다. 경로계수가 유의미하지는 않았지만 부부갈등이 아동의 또래상호작용에 미치는 영향도 아내의 경우보다 남편의 경우가 표준화계수의 절대값을 비교했을 때 더 크게 나타났다.



주: 유의미한 경로는 실선, 유의미하지 않으면 파선표시. 괄호 안 숫자는 표준화계수.

[그림 II-2-8] 아동의 또래상호작용을 결과변수로 설정한 모형 검증 결과

<표 II-2-10> 아동의 또래상호작용변수 추가모형의 적합도

| χ^2 | df | TLI | CFI | RMSEA (90%CI) |
|----------|-----|------|------|------------------|
| 2009.712 | 480 | .945 | .953 | .039 (.037-.040) |

<표 II-2-11> 아동의 또래상호작용변수 추가모형의 결과

| | 계수 | 표준화계수 | 표준오차 |
|--------------------|----------|-------|------|
| 모 부부갈등 → 모 결혼만족 | -.548*** | -.429 | .043 |
| 모 부부갈등 → 아동 또래상호작용 | -.019 | -.028 | .029 |
| 모 부부갈등 → 부 결혼만족 | -.231*** | -.193 | .042 |
| 부 부부갈등 → 모 결혼만족 | -.095* | -.072 | .044 |
| 부 부부갈등 → 아동 또래상호작용 | -.032 | -.045 | .029 |
| 부 부부갈등 → 부 결혼만족 | -.275*** | -.222 | .044 |
| 모 결혼만족 → 아동 또래상호작용 | .038* | .071 | .018 |
| 부 결혼만족 → 아동 또래상호작용 | .055** | .098 | .019 |
| 모 부부갈등 ↔ 부 부부갈등 | .231*** | .646 | .015 |

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

남편과 아내가 서로에게 영향을 주고 이 효과가 아동의 행동양식에 영향을 미치는 간접경로가 유의미한지 검증하기 위하여 bootstrapping 검증을 실시하였다. bootstrapping 검증 결과 신뢰구간 안에 0이 포함되지 않으면 유의미한 계수라 할 수 있는데 검증한 네 가지 매개경로 중 두 매개경로만 유의미 하였다.

<표 II-2-12> 매개경로의 유의성검증을 위한 95% bootstrapping 신뢰구간

| 매개경로 | Lower 2.5% | Estimates | Upper 2.5% |
|---------------------------|------------|-----------|------------|
| 모 부부갈등 → 모 결혼만족 → 아동 또래상호 | -.004 | -.021 | .000 |
| 모 부부갈등 → 부 결혼만족 → 아동 또래상호 | -.023 | -.013* | -.004 |
| 부 부부갈등 → 모 결혼만족 → 아동 또래상호 | -.013 | -.004 | .000 |
| 부 부부갈등 → 부 결혼만족 → 아동 또래상호 | -.029 | -.015* | -.005 |

* $p < .05$.

<표 II-2-12>에 나타나 있듯이 '모 상대자 매개효과'와 '부 행위자 매개효과'가 유의미 하였으며, 두 매개효과 모두 남편의 결혼만족도 변수를 거쳐 아동의 또래상호작용에 영향을 주는 경로였다. 모 상대자효과의 매개효과 계수는 -.013

로, 아내가 느끼는 부부갈등이 높을수록 남편의 결혼만족도가 낮아지며 결과적으로 자녀의 또래상호작용에 부정적인 영향을 주었다. 부 행위자 매개효과의 계수는 $-.015$ 로, 남편이 느끼는 부부갈등이 높을수록 스스로의 결혼만족도가 낮아지고 결과적으로 자녀의 또래상호작용에 부정적인 영향을 주었다. 부, 모 각자가 느끼는 부부갈등은 남편의 결혼만족도 변수를 거쳐 아동의 또래상호작용에 영향을 준다는 것을 확인할 수 있다.

4. 결론 및 논의

본 연구에서는 한국아동패널에 행위자-상대자 상호의존모형(APIM)을 적용하는 것이 왜 필요한지 설명하고 다양한 연구모형의 예를 제시하였다. 이 연구내용의 요약과 제언은 다음과 같다.

커플자료 분석을 위한 기존의 접근 방법은 다층모형의 원리를 이용하는 것이었는데 구조방정식 모형으로도 커플자료 분석이 가능하다. 구조방정식 모형에서 커플자료를 분석하는 것은 다층모형을 이용하는 방법보다 장점이 많기 때문에, 본 연구에서는 구조방정식모형을 이용한 커플자료 분석에 초점을 맞추었다. 행위자-상대자 상호의존모형의 다양한 분석모형을 제시하고자 가장먼저 부부갈등의 커플 간 측정동일성을 검증한 후 부부갈등 평균을 비교하였고, 다음으로 부부갈등과 결혼만족도의 행위자-상대자 상호의존모형을 분석하였으며, 세 번째 단계로 행위자-상대자 상호의존모형에 아동의 또래상호작용 변수를 추가하고 이때 발생하는 행위자 매개효과와 상대자 매개효과를 검증하였다. 연구결과 부부갈등 변수는 부분적으로 측정동일성이 성립하였고, 남편이 보고한 부부갈등 수준이 아내가 보고한 부부갈등 수준 보다 높았다. APIM 모형설정을 위해 추가한 결혼만족도 변수는 측정동일성을 만족하였다. 부, 모 모두 상대자 효과보다는 행위자효과가 더 강했으며, '모'상대자효과가 '부'상대자효과보다 강하게 나타났다. 매개효과검증결과 부·모 각자가 느끼는 부부갈등이 높을수록 부 결혼만족도 변수를 거쳐 결과적으로 아동의 또래상호작용 수준이 낮아지는 효과가 나타났다.

이 연구에서 얻을 수 있는 시사점은 두 가지가 있다. 첫째, 아동의 또래상호작용에 미치는 영향력은 아내에 대한 변수들 보다 남편에 대한 변수가 더 강하

였다. 부부갈등과 결혼만족이 아동의 또래관계 형성에 미치는 직접적인 경로는 남편의 영향력이 아내의 영향력 보다 컸다. 또한 남편의 결혼만족도를 거치는 '모 상대자 매개효과'와 '부 행위자 매개효과'는 통계적으로 유의한 반면, 아내의 결혼만족도를 거치는 매개효과들은 유의미하지 않았다. 아동의 또래상호작용에 미치는 아버지의 특성이 어머니 특성의 영향력과 비교해도 작지 않았으며, 매개효과 검증에서도 남편의 결혼만족도가 매개변수일 때 그 효과가 유의미하였으므로 아동의 사회성 발달에 대한 아버지의 영향에 대하여 주목할 필요가 있다. 추후 연구로 아버지의 어떤 특성들이 아동의 또래상호작용에 영향을 주는지 자세히 살펴볼 필요가 있다.

둘째, 한국아동패널에 APIM을 적용하기 위해서는 남편이 응답하는 설문지 내용이 더 풍부해져야 한다. 5차년도 까지 조사된 한국아동패널 자료에서 남편에 대한 설문내용은 아내가 응답하는 내용에 비해 상당히 빈약하다. 아동의 발달과정에 대하여 종합적으로 연구하기 위해서는 가정에서의 상호작용에 대한 내용이 필수적이다. 전에는 아동의 발달에 주 양육자인 어머니의 영향을 강조하였지만, 근래에는 어머니 한명에게만 양육의 책임을 전가하는 경향이 덜해지고 있으므로 아동의 아버지에 대한 내용을 어머니자료 만큼 풍부하게 수집할 필요가 있다. 현재 아동패널 자료를 가지고는 부부간의 행위자-상대자 효과를 검증할 수 있는 변수가 본 연구에서 쓰인 변수를 제외하면 몇 개 되지 않는다. 이렇게 몇 개 되지 않는 커플변수가 조사연도마다 달라, 내용이 변경되거나 없어지는 변수가 있어 종단적 변화를 고려한 커플자료 분석이 매우 어려운 실정이다. 영유아기 발달에 가장 많은 영향을 미치는 가정환경 요인에 대한 자료를 풍부하게 수집해야 하고 특히 아버지자료 수집에 대한 부분은 커플자료 분석을 염두하고 내용을 추가 및 보완할 필요가 있다.

참고문헌

- 홍세희(2000). 구조 방정식 모형의 적합도 지수 선정기준과 그 근거. *한국심리학 회지:임상*, *19*(1), 47-65.
- Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bullitein*, *107*(2), 238.
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1993). *Alternative ways of assessing model fit*. Sage Publication.
- Kenny, D. A., Kashy, d., A., & Cook, W. L. (2006). *Dyadic data analysis*. Guilford Publication.
- Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (2013). *Mplus User's Guide* Seventh Edition. Los Angeles, CA: Muthén & Muthén.
- Tucker, L. R., & Lewis, C. (1973). A reliability coefficient for maximum likelihood factor analysis. *Psychometrika*, *38*(1), 1-10.
- Wendorf, D. A. (2002). Comparisons of Structural Equation Modeling and Hierarchical Linear Modeling Approaches to Couples' Data. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, *9*(1), 126-140.

한국아동패널 탈락자 특성 분석

임준범·이예진·김소아
(육아정책연구소 아동패널·국제연구팀)

1. 서론

패널 자료는 횡단면자료와 시계열자료의 장점을 혼합한 자료로써 주어진 표본들을 주기적으로 조사하여 표본들이 가진 여러 성질들의 변화과정을 추적할 수 있도록 하는 자료를 말한다(김대현, 2011). 즉, 특정 시점에 있어서의 전체적인 상황을 분석을 할 수 있는 횡단면 조사(cross-sectional survey)와 시간의 흐름에 따른 변화를 추적할 수 있는 종단면 조사(longitudinal survey)를 동시에 고려할 수 있는 자료를 뜻한다(천영민·윤정혜·오민홍, 2009). 이러한 패널 자료는 횡단면 자료만 가지고는 불가능한 심도 있는 정책 연구 및 평가를 가능하게 한다는 점에서 주목받고 있으며(심영상·허명희, 2002), 학계의 양적·질적 향상에 기여해왔다.

패널 연구는 자료 특성상 많은 비용과 시간이 투자되어야 하며 방대한 양의 데이터를 해마다 추적해야 한다는 점에서 개별 연구자가 수행하기에는 어려움이 따른다. 이에 패널 조사는 공공연구기관이나 대학기관 차원에서 시도되었으며, 현재까지 국내외에서 다수의 패널 연구가 진행되고 있다. 그러나 패널 연구의 중요성에도 불구하고, 일부 연구는 조사 도중 중단되기도 한다. 응답대상이 소진되어 패널 조사의 목적이 상실되었거나, 해마다 조사된 결과가 정책적으로 활용되기에 미흡하다고 판단되었기 때문이다(천영민 외, 2009).

응답대상 소진과 관련하여, '표본 탈락'이 패널 조사에 미치는 영향 또한 크다. 패널 조사는 패널 구축 단계에서 예산, 시간, 인원 등이 투입되며, 선정된 표본에 대한 조사가 지속적으로 이루어져야하기 때문에 패널 유지가 중요한 관건이 된다. 즉, 시계열 자료의 중요성으로 인해, 최초 표본의 대표성과 동시에 확보된 대표성의 유지가 무엇보다 중요하다(김대일·남재량·류근관, 2000). 그러

나 표본을 추출하여 주기적으로 반복 조사를 해야 한다는 패널 연구 특성상, 시간 경과에 따른 응답 거부, 이사, 사망 등의 이유로 인한 표본 이탈할 가능성은 존재하기 마련이다. 그리고 이러한 표본 이탈은 표본 추출 방법, 조사 방식과 더불어 조사의 신뢰성과 대표성을 가늠하는 주요한 요인이 될 수 있으며, 결과적으로 조사 결과의 신뢰성과도 연결될 수 있는 문제이기 때문에 패널 연구에 있어서 매우 중요한 변수라고 할 수 있다. 더구나 가구 자체가 패널 연구의 대상이 될 경우, 패널 이탈은 가구원 전체의 이탈로 이어지기 때문에 개인 이탈보다 더 큰 문제가 발생할 수 있다(심영상·허명희, 2002). 이에 대개의 패널 조사는 표본 이탈을 막기 위해 조사기간을 늘리거나, 사전 연락 및 우편물 발송, 조사 결과의 보고, 응답에 대한 보상으로 선물을 제공한다는 등의 방법을 동원하여 표본 유지에 노력을 기울이고 있다.

위와 같은 표본 유지율의 중요성으로 인해, 패널 조사 진행과 더불어 특정 패널을 대상으로 한 표본이탈 분석이 진행되고 있다. 예를 들어, Beckett, William, Lillard와 Welch(1998)은 PSID(Panel Study of Income Dynamic)자료를 이용하여 표본 이탈률을 조사하였으며, 그 결과 빈곤가구로 추출된 표본의 이탈률이 그렇지 않은 표본의 이탈률보다 높다고 보고하였다. MaCurdy, Mroz와 Gritz(1998)는 NLSY(National Longitudinal Survey on Youth)자료를 사용하여 표본 이탈 분석을 실시한 결과, 백인 남성의 취업자가 미취업자에 비해 표본 이탈 정도가 높고, 여성의 경우 고졸 및 대졸학력이며 고소득일수록 표본 이탈이 높다고 보고하였다.

국내에서도 표본 이탈에 대한 분석이 이루어지고 있다. 그 예로, 한국노동패널조사의 패널 가구 이탈을 조사한 심영상과 허명희(2002)의 연구에서는 이전 시점 조사에서 면접이 어려웠던 응답가구일수록, 전·월세 거주 저소득자이고 미혼자 및 별거·이혼·재혼자, 비동거자 등의 가족 사항을 가질수록 표본 이탈이 높다고 보고하였다. 또한 고소득자·고학력자 등의 인구 사회적 집단일수록 표본 이탈 가능성이 높았다. 동일 패널의 표본 이탈을 분석한 이상호(2005)의 연구에서도 고소득자일수록 이탈 가능성이 높고, 가구주가 실업자일 때, 표본 이탈 가능성이 높다고 보고된 바 있다. 이러한 결과는 패널 개인의 특정 요인이 패널 탈락 여부에 영향을 줄 수 있음을 보여준다.

반면, 대졸자 직업이동 경로조사에서의 패널 탈락 분석을 실시한 천영민 외(2009)는 패널 탈락 요인이 개인의 인구학적 특성보다는 조사 시 운영 되는 시

시스템의 효과, 응답자의 사례, 사회·경제적 분위기 등에 의한 것이라고 보고하였다. 또한 패널 탈락에 가장 큰 영향을 미치는 변수는 동일면접원 여부인 것으로 나타났다(천영민 외, 2009). 이러한 결과는, 패널 탈락이 응답자 개인의 특성뿐 아니라 조사 시스템에 의해 달라질 수 있음을 시사한다.

또한 위의 연구 결과들은 패널 탈락에 영향을 미치는 요인이 연구마다 일정한 패턴으로 발생하는 것이 아니라, 진행되는 연구마다 다르게 나타날 수 있음을 보여준다. 따라서 패널 연구의 표본 유지를 위해서는 각 해당 패널 연구에 대한 표본 이탈 분석이 필요하다고 할 수 있다. 이에 본 연구에서는 그동안 다루어 진 적이 없었던 육아정책연구소의 한국아동패널 자료를 토대로 탈락자 패턴 분석을 실시하고자 한다.

한국아동패널은 육아정책연구소에서 관련 학계 연구의 활성화 및 국가적 육아지원정책을 수립·개선하기 위한 근거 자료 확보를 위해, 2008년 4월 ~ 8월 출생한 아동을 대상으로 수행한 아시아 유일의 영·유아 패널조사다. 한국아동패널은 영유아기 아동의 성장과 발달에 영향을 미치는 부모, 가구, 육아지원 기관, 지역사회, 정책 등에 대한 환경적 변인과 영유아의 발달을 주요 조사 내용으로 진행되어 왔으며, 2008년 1차 조사를 시작으로 2014년 현재 7차 조사를 진행하고 있다. 한국아동패널에서는 표본 이탈을 최소화하기 위하여 조사원 교육을 강화하고, 조사 참여에 대한 답례품 및 아동 발달검사 프로파일을 제공을 하고 있으며, 패널 관련 안내문 및 SNS를 활용한 연락처 확보 등의 방법으로 패널을 유지 및 관리하고 있다. 또한 조사 편의성 확보를 위해 CAPI, Web 조사 방법을 적용하고 있으며, 6차 조사 완료 시점인 현재 최초 패널 대비 77.3%의 유지율을 나타내고 있다.

하지만 본 패널 연구의 경우, 2,150 가구를 기반으로 시작한 비교적 소규모의 조사라는 점을 고려할 때, 표본 이탈 가구의 특성을 파악함으로써 추후 조사 진행의 유실을 방지할 수 있는 방안이 필요하다고 할 수 있다. 이에 본 연구는 한국아동패널 자료를 토대로 탈락자 특성을 파악하여 표본 유지에 기여하고, 탈락 방지 방안을 만들고자 한다.

본 주제와 관련하여 연구문제는 다음과 같다.

- 연구문제 1. 한국아동패널 탈락자의 연도별 유실율은 어떠한가?
- 연구문제 2. 한국아동패널 참여자의 탈락율의 영향을 미치는 변인은 무엇인가?

2. 연구 방법

가. 사용 변인

한국아동패널 대상자 특성 파악 및 탈락자 특성 파악을 위하여 다음과 같은 변인을 활용하고자 한다. 먼저 각 차수별 패널 탈락자들의 유형을 확인한 후, 주요 변인들이 패널 이탈에 미치는 영향력을 살펴보고자 한다.

종속변인을 패널 이탈하는 집단을 0, 참여하고 있는 집단을 1로 설정하였으며, 이탈을 예측하기 위한 설명변인으로는 월 평균 가구 소득, 부모의 연령, 학력, 가구 형태, 육아지원서비스 이용 여부를 사용하고자 한다. 사용 변인 중 범주형 자료는 재분류하여 더미(dummy) 처리하였다.

범주형 자료의 더미 처리는 총 4가지 변인에 대하여 실시하였다. 우선, 아버지 학력과 어머니 학력은 고졸 이하를 준거집단으로 만든 더미와 대졸이상을 준거집단으로 만든 두 변인을 생성하였으며, 가구형태는 1세대 가구와 3세대 가구 각각 준거변수로 하는 더미변인을 생성하였다. 육아지원서비스 이용은 이용하는 것을 준거집단으로 설정하였으며, 개인 대리양육자, 어린이집, 중복 이용 각각을 더미변수로 생성하였다.

나. 분석 방법

기초 분석으로 연차별 탈락자 특성, 무응답 패턴 및 이탈 사유를 살펴보았다. 다음으로 표본유지율의 하락폭이 가장 크게 나타나는 2차년도를 기준으로 Wooldridge(1995)의 표본이탈 모형을 통해 패널 이탈의 결정 요인을 탐색하였다.

Wooldridge(1995, 2002)의 고정효과 상황 하의 표본이탈모형을 보면, 우선 모든 차수에 대해 모든 관찰값이 존재하는 패널자료(Balanced Panel)가 있다고 가정한다. 임의의 종속변수에 대해 식 (1.1)과 같은 회귀모형을 고려한다면, 전체 t 기의 차수에 대해 I 명의 개인으로 구성되는 $i \times t$ 개의 관찰값을 갖게 된다. 만약 미관찰된 개인효과 c_i 를 고정된 것으로 가정한다면, χ_{it} 가 full rank를 갖는 외생변수 벡터이고, $E(u_i u_i' | c_i, x_i) = \sigma^2 I_T$ 를 만족한다면 식 (1.3)에 나타난 바와 같이 집단내 변환(Within Transformation)을 거친 $\widehat{\beta}_{FE}$ 가 일치 추정량이 된다.

$$y_{it} = X_{it} \beta + c_i + u_{it}, \quad t = 1, \dots, T \quad u_{it} \sim N(0, \sigma^2) \quad (1.1)$$

$$y_i = \bar{X}_i \beta + c_i + \bar{u}_i$$

$$y_{it} - \bar{y}_i = (X_{it} - \bar{X}_i) \beta + u_{it} - \bar{u}_i$$

$$\ddot{y}_{it} = \ddot{X}_{it} \beta + \ddot{u}_{it}, \quad t = 1, \dots, T \quad (1.2)$$

$$\hat{\beta}_{FE} = \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \ddot{X}_{it}' \ddot{X}_{it} \right)^{-1} \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \ddot{X}_{it}' \ddot{y}_{it} \right) \quad (1.3)$$

표본이탈로 인한 비균형패널(Unbalanced Panel)을 고려하면, 개별 관측치는 $s_{it} = 1$ 일 때만 관찰되며, 이때의 추정량 $\hat{\beta}$ 은 식 (1.4)와 같은 형태를 가지게 된다.

$$\begin{aligned} \hat{\beta} &= \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T s_{it} \ddot{X}_{it}' \ddot{X}_{it} \right)^{-1} \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T s_{it} \ddot{X}_{it}' \ddot{y}_{it} \right) \\ &= \beta + \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T s_{it} \ddot{X}_{it}' \ddot{X}_{it} \right)^{-1} \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T s_{it} \ddot{X}_{it}' \ddot{u}_{it} \right) \end{aligned} \quad (1.4)$$

$$\begin{aligned} \ddot{X}_{it} &\equiv X_{it} - T_i^{-1} \sum_{r=1}^T s_{ir} X_{ir}, \quad \ddot{y}_{it} \equiv y_{it} - T_i^{-1} \sum_{r=1}^T s_{ir} y_{ir}, \quad T_i \equiv \sum_{t=1}^T s_{it} \\ s_{it} &= w_{ir} \gamma + \nu_{it}, \quad t = 2, \dots, T \end{aligned} \quad (1.5)$$

$$E(u_{it} | c_{it}, x_i, s_i) = 0, \quad t = 1, 2, \dots, T$$

$$E(u_{it} | c_{it}, x_i, s_i) = 0, \quad E(u_{it} | \nu_{it}) = \rho \sigma \frac{\psi(w_{it} \gamma)}{\Phi[w_{it} \gamma]} = \rho \hat{\lambda}_{it}, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (1.6)$$

$$E(\ddot{y}_{it} | \ddot{X}_{it}, s_{it} = 1) = \ddot{X}_{it} \beta + \rho \hat{\lambda}_{it} + error \quad (1.7)$$

응답/비응답을 나타내는 확률은 각각(1.5)와 같은 프로빗 모형으로 구성할 수 있다. 이 식을 추정하여 얻어진 확률밀도함수 $\psi(w_{it} \gamma)$ 를 분포함수인 $\Phi(w_{it} \gamma)$ 로 나누어진 얻어진 Inverse Mills Ratio를 식 (1.1)에 대입하여 다시 집단내 변환을 취하면 마침내 최종적인 추정식인 식 (1.7)이 얻어진다. 이 식을 추정하여 체계

적인 표본이탈이 존재하지 않는다는 영가설을 검정하게 되는 과정이다.

표본이탈 모형 분석과정은 응답 여부에 대한 프로빗 모형(Probit Model)을 추정하고, 이를 통해 얻어진 IMR(Inverse Mills Ratio)을 회귀모형의 설명변수로 추가하여 고정효과 모형을 추정한다. 추정된 고정효과 모형의 계수들과 IMR의 계수가 통계적으로 유의미한지 여부를 검증함으로써 표본이탈의 체계성을 여부를 검증하게 된다. IMR은 각각의 관찰값이 표본으로 배제될 순간적 확률을 보여주며, IMR이 높을수록, 해당 관찰값 또한 결측을 가질 부류에 가깝다는 것을 의미하며, 무선헌당이 이루어지지 않았을 가능성이 높다는 의미도 포함할 수 있다(Hackman, 1979).

3. 연구 결과

가. 연도별 지역별 조사 성공 및 실패율

패널 가구의 실 거주지를 기준으로 서울/경인권(서울, 경기, 인천), 경남권(부산, 울산, 경남), 경북권(대구, 경북), 충청/강원권(대전, 충청, 강원), 전라권(광주, 전라)과 같이 5개 권역으로 구분하여 연도별 지역에 따른 조사 성공 및 실패율을 살펴보았다. 한국아동패널은 2008년 병원에서 구축된 예비 표본 2,562명을 기반으로 1차 년도에서 3차 년도까지 1번이라도 조사에 참여한 2,150명을 전체 패널로 구축하였으며, 이에 1차년도 패널 유지율은 96.7%에 해당한다. 한국아동패널은 매년 전년 조사 대비 90% 이상의 유지율을 유지하고 있으며, 2차년도를 제외하고 표본유지율의 하락폭은 0.2%p에서 3.3%p까지로 나타났다. 6차 조사를 기준으로 전체 패널 대비 표본 유지율은 77.3%로 총 1,662명의 패널이 조사에 참여했다. 조사 권역에 따라 6차년도 성공률을 기준으로 할 때 서울/경인권이 74.5%로 가장 낮은 유지율을 보였으며, 전라권(84.5%)과 경북권(80.5%)의 패널 유지가 상대적으로 잘 이루어지고 있는 것으로 나타났다.

〈표 II-3-1〉 조사 성공 패널 현황 및 패널 유지율

| 구분 | 서울/ 경인권 | 경남권 | 경북권 | 충청/ 강원권 | 전라권 | 합계 | 단위: 명, % | |
|-------|------------|-----|-----|------------|-----|-------|----------------|----------------|
| | | | | | | | 전년대비 유지율(%) | 전체대비 유지율(%) |
| 최초 패널 | 1,019 | 373 | 246 | 280 | 232 | 2,150 | - | - |

(표 II-3-1 계속)

| 구분 | 서울/ 경인권 | 경남권 | 경북권 | 충청/ 강원권 | 전라권 | 합계 | 전년대비 유지율(%) | 전체대비 유지율(%) |
|-----------|------------|------|------|------------|------|-------|----------------|----------------|
| 1차(2008년) | 992 | 349 | 240 | 271 | 226 | 2,078 | - | 96.7 |
| 2차(2009년) | 879 | 320 | 221 | 271 | 213 | 1,904 | 91.6 | 88.6 |
| 3차(2010년) | 838 | 309 | 213 | 246 | 196 | 1,802 | 94.6 | 83.8 |
| 4차(2011년) | 809 | 299 | 216 | 239 | 191 | 1,754 | 97.3 | 81.6 |
| 5차(2012년) | 784 | 291 | 199 | 234 | 195 | 1,703 | 97.1 | 79.2 |
| 6차(2013년) | 759 | 287 | 198 | 222 | 196 | 1,662 | 97.6 | 77.3 |
| 지역별 유지율 | 74.5 | 76.9 | 80.5 | 79.3 | 84.5 | - | - | - |

주: 지역별 유지율은 최초 패널과 6차년도 참여자를 기준으로 하며, 패널 가구의 이사 등으로 인한 일부 편차가 있을 수 있음.

전체 패널의 무응답 패턴을 살펴보면, 6차 조사까지 모두 참여한 패널은 68.0%로 안정적 참여를 보이는 것으로 볼 수 있다. 무응답 패턴에서 1번의 이탈 후 다시 복귀한 경우는 4.6%이었고, 7차 조사의 참여 여부를 토대로 판단해야 할 6차 비참여자는 3.4%로 나타났다. 초기 무응답 후 복귀하지 않은 패널은 11.4%로 사실상 이탈 패널로 추정되며, 3차 조사 이후에 2회 이상 연속적으로 무응답한 이탈 위험 패널도 4.8%에 달하는 것으로 나타났다.

〈표 II-3-2〉 단위 무응답 패턴

| 단위: 명, % | | | | | | | | |
|----------|-----|-----|--------|----|-----|--------|-------|-------|
| 응답패턴 | 빈도 | 비율 | 응답패턴 | 빈도 | 비율 | 응답패턴 | 빈도 | 비율 |
| 111100 | 50 | 2.3 | 101111 | 28 | 1.3 | 111111 | 1,463 | 68.0 |
| 111000 | 53 | 2.5 | 110111 | 22 | 1.0 | 111110 | 73 | 3.4 |
| 110000 | 101 | 4.7 | 111011 | 19 | 0.9 | 기타패턴 | 167 | 7.8 |
| 100000 | 143 | 6.7 | 111101 | 31 | 1.4 | 전체 | 2150 | 100.0 |

주: 응답패턴의 '1'은 '응답'을, '0'은 '무응답'을 나타내며, 조사 차수의 순으로 표기됨.

조사 차수에 따라 무응답 패널의 사유를 여러 차례의 권유에도 강력히 참여를 거부하는 '강력 거절', 연락처 및 주소지 변경으로 접촉하지 못한 '추적 실패', 사망, 및 해외 체류(이민, 유학) 등의 이유 조사를 실시할 수 없는 '기타'로 구분하여 살펴보았다. 조사 시점에 따라 2~3차 조사에서는 연락처 변동으로 인한 '추적 실패'가 상대적으로 높은 빈도를 차지하는 반면 4차 조사 이후 상대적으로 안정된 경향을 보인다. 조사에 대한 강한 거절 의사를 표명하는 패널의 경우도 4차 년도가 2, 3차 조사에 비해 상당 수 줄어드는 것으로 나타났다.

〈표 II-3-3〉 조사 무응답 사유

단위: 명

| 구분 | 무응답 사유 | 서울/ 경인권 | 경남권 | 경북권 | 충청/ 강원권 | 전라권 | 합계 |
|-----------|--------|------------|-----|-----|------------|-----|-----|
| 1차(2008년) | 강력 거절 | 193 | 62 | 47 | 39 | 35 | 376 |
| | 추적 실패 | 49 | 25 | 10 | 6 | 15 | 106 |
| | 기타 | 2 | 0 | 0 | 1 | 0 | 3 |
| 2차(2009년) | 강력 거절 | 200 | 102 | 62 | 28 | 49 | 441 |
| | 추적 실패 | 154 | 16 | 13 | 16 | 15 | 214 |
| | 기타 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 |
| 3차(2010년) | 강력 거절 | 241 | 84 | 30 | 38 | 45 | 438 |
| | 추적 실패 | 153 | 45 | 50 | 30 | 36 | 314 |
| | 기타 | 2 | 0 | 3 | 1 | 0 | 6 |
| 4차(2011년) | 강력 거절 | 145 | 53 | 19 | 23 | 20 | 260 |
| | 추적 실패 | 68 | 19 | 8 | 17 | 20 | 132 |
| | 기타 | 1 | 1 | 1 | 0 | 0 | 3 |
| 5차(2012년) | 강력 거절 | 138 | 52 | 24 | 29 | 29 | 272 |
| | 추적 실패 | 100 | 29 | 9 | 20 | 15 | 173 |
| | 기타 | 0 | 0 | 2 | 0 | 0 | 2 |
| 6차(2013년) | 강력 거절 | 145 | 59 | 27 | 40 | 27 | 298 |
| | 추적 실패 | 108 | 19 | 10 | 25 | 18 | 180 |
| | 기타 | 4 | 3 | 2 | 1 | 0 | 10 |

나. 표본이탈모형을 이용한 분석결과

앞서 살펴본 한국아동패널 조사 표본의 이탈에 영향을 미치는 주요 변수를 탐색하기 위하여 Wooldridge(1995)의 이탈모형 분석을 실시하였다. 먼저 본 연구에서 주로 살펴본 변인들의 기술통계량을 살펴보면, 모든 연도에 응답한 집단은 부모의 연령이 낮고 학력이 대졸이상이며, 1세대 가구이고, 육아지원 서비스에서 개인대리양육자를 이용하거나 개인대리양육자나 어린이집을 중복으로 이용하는 비율이 2차 조사 이후 이탈한 경우보다 더 많은 것으로 나타났다.

〈표 II-3-4〉 주요 변수의 기술통계

단위: 점

| 변수 | 2차년도 이후 탈락($n=687$) | | 모든 연도 응답($n=1,463$) | |
|---------|-----------------------|--------|-----------------------|--------|
| | 평균 | 표준편차 | 평균 | 표준편차 |
| 월평균가구소득 | 333.95 | 161.58 | 316.02 | 143.07 |

(표 II-3-4 계속)

| 변수 | 2차년도 이후 탈락(<i>n</i> =687) | | 모든 연도 응답(<i>n</i> =1,463) | | |
|------|----------------------------|-------|----------------------------|-------|------|
| | 평균 | 표준편차 | 평균 | 표준편차 | |
| 연령 | 아버지 | 34.18 | 4.31 | 33.75 | 3.92 |
| | 어머니 | 31.65 | 3.92 | 31.22 | 3.62 |
| 아버지 | 고졸이하 | 0.31 | 0.44 | 0.28 | 0.47 |
| 학력 | 대졸이상 | 0.69 | 0.42 | 0.72 | 0.40 |
| 어머니 | 고졸이하 | 0.34 | 0.48 | 0.30 | 0.44 |
| 학력 | 대졸이상 | 0.66 | 0.46 | 0.70 | 0.46 |
| 가구 | 1세대 가구 | 0.65 | 0.51 | 0.80 | 0.49 |
| 형태 | 3세대 가구 | 0.35 | 0.48 | 0.20 | 0.45 |
| 육아지원 | 이용 여부 | 0.17 | 0.30 | 0.15 | 0.21 |
| | 개인대리양육자 | 0.20 | 0.31 | 0.27 | 0.27 |
| 서비스 | 어린이집 | 0.54 | 0.32 | 0.42 | 0.26 |
| | 이용 | 중복 이용 | 0.26 | 0.29 | 0.31 |

이상의 변인들의 인과관계를 파악하기 위하여 1단계 프로빗 모형을 추정하였으며, 이에 따른 결과는 <표 II-3-5>와 같다.

<표 II-3-5> 1단계 프로빗 모형 추정

| 변수 | 계수 | 표준오차 | z | |
|---------|---------|--------------|-------|-------|
| 월평균가구소득 | 1.54 | 0.21 | 7.31 | |
| 연령 | 아버지 | 0.08 | 0.02 | 4.04 |
| | 어머니 | 0.14 | 0.03 | 4.72 |
| 아버지 | 고졸이하 | 0.19 | 0.05 | 3.83 |
| 학력 | 대졸이상 | -0.15 | 0.03 | -5.06 |
| 어머니 | 고졸이하 | 0.22 | 0.07 | 3.17 |
| 학력 | 대졸이상 | 0.19 | 0.05 | 3.86 |
| 가구 | 1세대 가구 | 0.33 | 0.04 | 8.39 |
| 형태 | 3세대 가구 | 0.31 | 0.06 | 5.22 |
| 육아지원 | 이용 여부 | -0.48 | 0.07 | -6.94 |
| | 개인대리양육자 | 0.27 | 0.05 | 5.44 |
| 서비스 | 어린이집 | 0.12 | 0.04 | 2.92 |
| | 이용 | 중복 이용 | -0.16 | 0.03 |
| 3차 | 0.227 | 0.04 | 5.72 | |
| 4차 | 0.366 | 0.06 | 6.14 | |
| 5차 | 0.371 | 0.06 | 6.37 | |
| 6차 | 0.487 | 0.07 | 7.03 | |
| 총 응답자 수 | 10,975 | Pseudo R^2 | 0.07 | |

프로빗 모형 추정 결과 탈모형의 Pseudo R²가 0.07로 낮은 수준으로 나타났다. 이는 관찰 또는 측정이 어려운 중요한 변인이 빠져 있거나, 모형 안에서 반영되지 못한 여러 가지 요인들이 설명변수에서 빠져 있기 때문으로 볼 수 있다. 즉 조사원 요인, 조사 상황 시의 분위기 등 여러 가지 변수화 시킬 수 없는 요소들에 의한 영향력을 추정해 볼 수 있다.

다음으로 <표 II-3-6>은 프로빗 모형에서 얻어진 IMR을 2단계 회귀모형에 대입시킨 후 '고정효과(fixed effect)'를 가정한 모형을 추정하여 IMR 보정 모형과 무보정 모형을 제시하였다. 추가적으로 시간에 고정된 변수들은 '집단 내 변환'을 거치면서 개인 효과와 함께 삭제되었다. IMR의 계수는 -1.347로 통계적으로 유의미한 결과를 나타냈다. 한국아동패널에서 탈락자의 비율은 응답률 예측을 추정하는데 있어 체계적인 영향을 미치는 요인이 되는 것을 설명할 수 있다. IMR을 설명변수로 포함이 되어도, 다른 설명변수들의 방향(추정치 부호)이 바뀌어 나타나거나 그 값이 큰 차이가 나타나지 않기 때문에 탈락 요인이 다른 설명변수들의 계수에 큰 영향을 미치지 않는다고 판단할 수 있다.

<표 II-3-6> 이탈 모형 추정

| 변수 | 수정모형(<i>TF</i> =10,211) | | | 고정효과모형(<i>TF</i> =10,324) | | | |
|------------|--------------------------|--------|----------|----------------------------|--------|----------|-------|
| | 계수 | 표준오차 | <i>t</i> | 계수 | 표준오차 | <i>t</i> | |
| 로그 월평균가구소득 | 0.630 | 0.021 | 31.52 | 0.642 | 0.027 | 32.13 | |
| 연령 | 아버지 | 0.006 | 0.013 | 0.62 | 0.016 | 0.011 | 1.46 |
| | 어머니 | 0.004 | 0.014 | 0.29 | 0.011 | 0.012 | 0.92 |
| 아버지 | 고졸이하 | -0.055 | 0.031 | 1.77 | -0.035 | 0.031 | -1.13 |
| 학력 | 대졸이상 | 0.030 | 0.072 | 0.42 | 0.033 | 0.072 | 0.48 |
| 어머니 | 고졸이하 | 0.022 | 0.056 | 0.39 | 0.027 | 0.056 | 0.48 |
| 학력 | 대졸이상 | 0.026 | 0.049 | 0.53 | 0.031 | 0.049 | 0.63 |
| 가구 | 1세대 가구 | 0.038 | 0.026 | 1.46 | 0.044 | 0.022 | 2.00 |
| 형태 | 3세대 가구 | -0.073 | 0.022 | -3.32 | -0.057 | 0.020 | -2.59 |
| 육아지원 | 이용 여부 | 0.121 | 0.049 | 2.47 | 0.156 | 0.049 | 3.18 |
| 서비스 | 개인대리양육자 | 0.182 | 0.031 | 5.87 | 0.211 | 0.033 | 6.40 |
| 이용 | 어린이집 | 0.144 | 0.063 | 2.29 | 0.174 | 0.061 | 2.85 |
| Mills(IMR) | -1.347 | 0.23 | -7.17 | - | - | - | |

변인별로 살펴보면, 부모의 나이가 많을수록, 부 학력은 대졸이상이며, 모 학력은 상대적으로 대졸 이상이 고졸이하보다 높은 응답률을 보이는 것으로 나타났다. 가구 유형으로는 1세대 가구일수록, 육아지원 서비스 이용측면에서 상대적으로 개인대리양육자가 어린이집보다 높은 응답률을 보였다.

4. 결론 및 제언

패널 조사에서의 표본 유지율은 조사 대상의 대표성 및 신뢰도 확보와 조사 진행 가능성을 타진하는 중요한 요인으로써, 본 연구에서는 한국아동패널의 탈락자 특성 분석을 통하여 표본 유지를 위한 추후 방안을 탐색해 보고자 하였다.

먼저 표본 유지율을 살펴본 결과 한국아동패널은 2차년도에 전년 대비 5.1%의 표본유지율 하락을 나타냈다. 이는 천영민 외(2009)의 연구에서 살펴본 국내 패널조사의 2차년도 표본 유지율 비교에 비추어 봤을 때 여타의 패널들과 유사한 패턴을 나타내는 것으로 볼 수 있다. 한국아동패널의 6차년도 조사까지의 표본 유지율은 전년 대비 90% 이상의 높은 유지율을 보이고 있다. 하지만 한국아동패널의 경우 타 패널에 비교하여 총 패널이 2,150가구로 상대적으로 적은 수라는 점을 고려할 때, 6차 조사의 77.3%인 성공률은 더 이상의 패널 유실이 없도록 대책 마련이 필요한 시점임을 나타낸다. 횡단면 조사의 단위 무응답은 가중치를 통해서 해결될 수 있는 문제인 반면, 종단 조사의 표본 이탈은 추정치의 신뢰성을 크게 떨어뜨리고, 표본감소가 심각할 경우, 조사의 유지에 무리가 따르게 된다. 표본 유지율에 따라 대체 패널을 영입하더라도 최초패널 자료의 대표성을 완전히 반영할 수 없고, 대체표본 발굴에 다양한 한계점이 존재할 수 있으므로 장기적인 관점에서 패널의 대표성과 유지율 향상을 위한 다양한 방안이 마련되어야 할 것이다(송현재, 2011).

패널의 연도별 무응답 패턴을 살펴본 결과 전체 패널의 68%는 6차년도까지의 조사에 모두 참여한 안정적 참여자로 추정된다. 전체 패널의 11.4%는 초기 조사 참여 후 조사에 복귀하지 않는 영구 탈락자로 판단되며, 4.8%는 3회 이상의 조사에서 무응답하여 이탈 위험 패널로 분류할 수 있다. 대체로 패널 조사에서의 탈락 위험률은 초기에 높고 점점 낮아지는 경향을 보이는데(이상협·박찬용·정성석·최혜미, 2011), 이러한 경향은 한국아동패널에서도 동일하게 나타나 3차 조사 이후 점차 안정적 유지율을 보인다.

패널 탈락은 서울/경인 지역이 다른 지역에 비해 상대적으로 높은 비율로 나타났다으며, 이는 한국노동패널조사(이상협 외, 2011)와 한국 청소년 패널(이경상·김기현·조주연·김현희·박영실, 2006)의 지역별 유실률과 동일한 패턴으로 보인다. 지역적 특성이 조사에 반영된 것으로 볼 수도 있지만, 지방 실사의 경우 서울/경인 지역에 비해 동일 조사원에 의해 지속적 유대를 유지하는 경우가 더

많은 점을 고려할 때 조사 체계에 의한 영향일 수 있다.

패널 탈락에 영향을 미치는 주 요인의 영향력을 분석한 결과, 패널 가구의 소득이 높고, 패널 부모의 연령과 학력이 높을수록, 1세대 가구이며, 상대적으로 개인대리양육자를 이용할수록 이탈 위험이 낮은 것을 알 수 있다. 이는 선행 연구와 유사한 흐름이지만(송현재, 2011; 이상협 외, 2011; 천영민 외, 2009) 패널의 특성이 상이해 각각의 패널 자료에 대한 개별적인 분석이 필요하다(이상협 외, 2011).

본 연구 결과 패널 부모의 연령과 학력이 높을수록 이탈 위험이 낮다는 점은 이러한 현재 한국아동패널에서 시행하고 있는 유인책의 효과를 지지하는 것으로 볼 수 있다. 현재 한국아동패널은 패널 가구의 참여를 독려하기 위하여 해당 가구의 사회적 책임감 고취를 위하여, 해당 가구가 직접적 수혜를 받는 누리과정과 관련된 연구 등을 본 연구소에서 수행하고 있음을 홍보하고 있다. 또한 여아 선호, 아버지의 양육참여와 같이 한국아동패널 데이터를 토대로 산출된 주요 연구결과들을 SMS, 홈페이지 게시, 조사 안내용 홍보물과 함께 전달하며 참여한 조사가 사회적 의의가 있음을 강조하고 있다. 이와 같은 참여자의 참여 의의를 강화하는 전략은 사회 문제에 관심이 많고 직접적 영향력을 미치는 30대 고학력 부모들에게 주요한 유인책이 되며, 지속적인 홍보 전략이 패널 참여율에 영향을 미칠 수 있음을 추론할 수 있다.

한국아동패널이 가지고 있는 제한점은 영유아기 아동과 부모, 아동의 이용기관을 대상으로 하고 있다는 점에서 조사 진행을 위해 부모와 대상 아동이 모두 조사에 참여해야 하며, 이는 조사 시간대가 타 패널에 비해 한정적인 특징이 있다. 또한 한국아동패널의 주 대상인 영유아기 부모의 연령대는 주 경제활동연령인 30대가 대다수이다. 이들에게 조사에 참여하는 것은 여가 시간을 이용하여야 하며, 특히 영유아 자녀가 이용하는 어린이집을 결석하는 것과 같은 기회비용을 지불해야 함을 의미한다. 패널 탈락에 가구 소득이 주요 변인으로 작용한다는 연구 결과에서도 알 수 있듯이 주 경제활동 연령에 속하는 패널 참여자에게 이와 같은 시간적, 여가적 소비의 기회비용이 조사 참여로 인한 이득보다 커서 조사에 응답하지 않을 가능성이 높아진다. 패널 자료의 기초 분석 현황에서 패널 어머니의 취업률이 점차 증가하는 것과 패널 대상 아동이 2015년 취학인 점을 고려할 때²⁾ 이와 같은 기회비용은 점차 증가할 것으로 추정된다. 이는

2) '한국아동패널 2014 기초분석 보고서' 참조.

패널 자료의 대표성이 크게 영향을 받을 수 있으므로 표본 이탈률을 낮추기 위한 지속적 홍보와 패널 조사 시간의 축소를 위한 조사 전략 개발, 패널 가구의 경제적 보상 강화 및 한국아동패널만의 장점인 아동에 대한 발달 검사 활용 등의 적절한 유인책이 다양하게 개발되는 것이 필요하다.

한편, 본 연구모형에서 선택한 변인들은 표본 탈락에 지대한 영향을 주는 것은 아닌 것으로 보인다. 이는 패널 탈락의 요인이 패널 고유의 특성에 의한 내용보다는 조사 시 상황, 응답자 사례 요인에 의한 것일 수 있다(천영민 외, 2009). 특히, 조사원은 설문지에 적혀 있는 내용을 읽어주기만 하는 것이 아니라 면접에 성실히 임할 수 있도록 동기를 부여하고, 솔직한 답변을 이끌어낼 수 있도록 응답자를 설득하는 것이 중요한 조사 요인이 된다(신선옥, 2008). 특히 한국아동패널의 경우 성인뿐 아니라 영유아를 대상으로 면접조사와 발달검사를 병행한다는 점을 고려할 때, 조사원과 대상자의 유대관계는 무엇보다 중요한 요소가 될 수 있다. 천영민 외(2009) 연구에서도 패널 탈락에 가장 많은 영향을 미치는 변인은 동일면접원 여부인 것으로 나타났다는 점을 고려할 때, 향후 패널 유지율 제고를 위한 방안에는 조사원 관리에 대한 내용이 중요 항목으로 고려되어야 함을 알 수 있다.

이상과 같은 연구결과를 바탕으로, 본 연구에서는 한국아동패널의 표본 유지율 제고를 위한 방안으로 크게 두 가지 방법을 제안하고자 한다. 우선 한국 청소년 패널조사의 표본 관리 시스템을 모델로 패널 관리 프로그램을 크게 상시 관리 프로그램과 이탈 위험패널 특별관리 프로그램으로 분할하여 운영하는 방안이다(이경상 외, 2006). 한국아동패널의 경우 2014년 현재 7차 조사 진행으로 표본 유실율이 어느 정도 안정권에 진입했다고 볼 수 있지만, 전체 패널수가 적고, 초등학교 진입이라는 생활 패턴의 변화기를 앞두고 있기에 패널 조사에 안정적으로 참여하는 패널과 별도로 2회 이상 패널 조사에 무응답한 가구를 대상으로 접촉 빈도 확대 및 추가 보상 제공 등의 특별 방안을 마련해야 할 것이다.

다음으로 패널의 개인적 특성을 고려한 패널 관리 시스템과 별도로 조사 체계의 안정성을 확보하기 위한 노력이 필요할 것이다. 조사원 특성이 조사 진행의 성공률에 막대한 영향을 미친다는 점을 고려하여(신선옥, 2008), 별도의 조사원 관리 시스템이 구축될 필요가 있다. 특히 한국아동패널의 경우 발달 검사 등의 고난위도 조사가 병행됨을 고려할 때 조사원의 숙련도가 검사의 질 확보에 중요한 요소로 작용할 수 있다.

참고문헌

- 김대일·남재량·류근관(2000). 한국노동패널 특집: 한국노동패널 표본의 대표성과 패널조사 표본 이탈자의 특성 연구. *노동경제논집*, 23, 1-32.
- 김대현(2010). 패널자료의 표본이탈 현상과 정규직-비정규직 임금격차 추정-한국노동패널조사(KLIPS)를 이용한 분석. 서울대학교 석사학위 청구논문.
- 송현재(2011). 재정패널 2차년도 이탈가구와 대체가구의 특성 분석. *재정학연구*, 5(1), 97-133.
- 신선옥(2008). 한국노동패널조사의 응답자 태도에 면접원이 미치는 효과. *노동리뷰*, 37, 74-82.
- 심영상·허명희(2002). 한국노동패널조사에서 표본이탈에 대한 통계적 모형화 및 활용. *응용통계*, 17, 31-46.
- 이경상·김기현·조주연·김현희·박영실(2006). **한국청소년패널조사(KYPS) IV - 조사개요 보고서**. 연구보고 06-R01. 서울: 한국청소년개발원.
- 이상호(2005). 한국노동패널(KLIPS)의 표본이탈 분석 -가구소득을 중심으로, *노동리뷰*, 11, 66-80.
- 이상협·박찬용·정성석·최혜미(2011). 한국노동패널 탈락 분석. *한국데이터정보과학회지*, 22(1), 1-8.
- 천영민·윤정혜·오민홍(2009). 대졸자 직업이동 경로조사에서 패널탈락분석, *응용통계연구*, 22(5), 981-993.
- Becketti, S., Gould, W., Lillard, L., & Welch, F. (1988). The panel study of income dynamics after fourteen years: An evaluation. *Journal of Labor Economics*, 6(4), 472-492.
- Heckman, J. J. (1979) Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometrica: Journal of Econometrics*, 47(1), 153-161
- Macurdy, T., Mroz, T., & Gritz, R. M. (1998). An evaluation of the national longitudinal survey on youth. *The Journal of Human Resources*, 33(2), 345-436.

Wooldridge, J. (1995). Selection Corrections for Panel Data Models under Conditional Mean Independence Assumptions. *Journal of Econometrics*, 68, 115-132.

Wooldridge, J. (2002). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. London: The MIT Press.

Ⅲ. 경제학적 접근과 적용

1. 가정환경과 아동에 대한 교육·보육 투자: 연령별 차이와 정부개입에 대한 반응

김진영 (전국대학교 경제학과 교수)

2. 자녀에 대한 초기투자의 성별 격차와 어머니의 노동공급

우석진 (명지대학교 경제학과 교수)

가정환경과 아동에 대한 교육·보육 투자 : 연령별 차이와 정부개입에 대한 반응

김진영(전국대학교 경제학과 교수)

1. 서론

가정환경에 따라 교육과 보육의 양과 질이 달라지고 보육이나 유아교육의 양과 질이 다시 아동의 발달에 영향을 주게 될 경우 가난 혹은 부의 대물림 현상으로 이어질 우려가 있다. 물론 이러한 현상은 우리나라에만 있는 고유의 현상이라고는 할 수 없다. 최초의 교육생산함수 추정 연구라 할 수 있는 미국의 Coleman와 동료들(1966)에서도 나타나듯이 어느 사회든지 가정이나 지역사회 환경에 따라 학생들의 성취도 차이는 상당 정도 존재한다. 하지만 불가피한 차이가 존재한다 하더라도 그 격차가 줄어들수록 바람직한 것은 분명한 사실이다.

이렇게 가정환경에 따른 교육 격차를 줄여가는 데 있어 특히 주목해야 할 부분이 유아교육이다. 즉, 생애 이른 단계에서 격차를 줄이기 위한 적절한 개입이 이루어지는 것이 바람직한 것이다. 이러한 주장은 생애 이른 단계에서부터 교육 격차가 시작될 가능성이 높으며, 생애 이른 단계의 개입이 가장 효과가 높다는 두 가지 측면에서 정당화될 수 있다.

예컨대 학제적(inter-disciplinary) 관점에서 인지능력과 관련한 주요 연구결과들을 개관한 Heckman(2007)에서는 인지능력(cognitive ability)이 임금, 교육수준, 건강, 범죄행위 등 사회경제적 성공과 관련된 여러 측면과 깊은 관계가 있음을 확인하고 있다. 또한 인지능력뿐 아니라 비인지 능력, 즉 인내, 동기부여, 시간 선호, 위험 기피, 자존심, 자기 통제력 등도 임금과 교육수준, 10대 임신, 흡연, 학업성취도 범죄 행위 등 여러 측면에 영향을 주고 있음도 확인되고 있다.³⁾

이 연구에서는 유전적 요인과 더불어 유아교육을 통해 이러한 인지, 비인지

3) Heckman(2007)의 논의는 김진영·김성태(2013)에 보다 자세히 정리되어 있다. 여기서는 그 내용 중 일부를 제시하였다.

능력의 중요한 틀이 형성된다는 사실을 제시하기도 한다. 특히 이 연구는 개인 간 혹은 계층 간 인지 및 비인지 능력 격차가 상당히 이른 시점에서 시작되고 있다는 점을 강조한다. 따라서 성인이 된 이후 성취의 격차를 줄일 수 있는 결정적인 시점은 영·유아단계가 될 수밖에 없다.

이렇게 유아교육이 생애 이후 단계에 갖는 중요성이 많은 연구들을 통해 명확히 밝혀져 가는 가운데 우리나라에서도 정부의 유아교육에 대한 지원이 2000년대 중반 이후 큰 폭으로 증가해왔다. 이러한 정부의 지원은 공과 사를 합한 유아교육 투자를 증가시켜 미래에 긍정적인 영향을 줄 것으로 기대된다.

이러한 기대가 실현되고 있는지를 점검하기 위해서는 앞으로 유아교육에 대한 정부의 지원 증가가 한편으로는 사회적인 생산성을 높이며 다른 한편으로는 교육격차의 감소를 통해 사회통합에 기여하고 있는지에 대한 실증적 검토가 필요할 것이다. Currie와 Almond(2011)에서 정리되어 있듯이 5세 이전의 교육투자에 대한 외국 학계, 특히 경제학계의 관심은 매우 높아져가고 있으며 상당한 연구들이 이미 축적된 상태이다.

하지만 우리나라의 경제학계에서는 유아교육이나 보육문제를 접근함에 있어 주로 보육비 혹은 교육비 지원이 출산율이나 여성 노동 공급 등에 대해 미치는 영향에 주된 초점을 맞추고 있다.⁴⁾ 따라서 경제학계에서는 아직 유아교육이나 보육에 대한 지원이 아동의 발달이라는 측면에서 어떤 영향을 주는지에 대해 관심을 보이는 연구는 거의 진행되지 않고 있는 상황이다.

본 연구에서는 기존의 경제학 연구들과는 초점을 달리하여 정부의 지원에 따른 유아교육 참여 형태의 변화와 아동들의 인지 및 행동 발달에서 가정 배경에 따른 차이를 살펴봄으로써 유아교육에 대한 지원의 성과를 아동의 발달과 교육격차 감소라는 측면에서 살펴보고 장기적으로는 사회통합에 기여할 수 있는 유아교육 지원 방식에 대해 고민해 보고자 한다.

보다 구체적으로 본 연구에서는 가정환경에 따라 보육이나 교육의 양과 질이 어떻게 다른지를 일차적으로 살펴보며 자료가 허용하는 범위에서 아동의 발달상태의 차이까지 살펴보게 될 것이다. 즉, 본 연구에서는 아동의 연령에 따른 투자의 형태와 가구 소득에 따른 투자 형태라는 두 가지 측면에 주목하여 (1) 연령과 가정환경, 특히 소득에 따른 기관 이용 및 유아 사교육의 차이와 (2) 유

4) 유아교육이나 보육에 대한 지원이 출산 및 노동공급에 미치는 영향에 대한 경제학 문헌들은 홍경준·최봉제·주은산·김민성(2013)에 잘 정리되어 있다.

아교육비 지원을 중심으로 한 정부의 개입이 보육 및 교육 투자 행태에 주는 변화 (3) 유아의 이용 기관과 지출 비용에 따른 유아발달의 차이 등을 실증적으로 살펴봄으로써 수요자들의 요구와 행태를 반영하고 수요자들의 행태 변화를 감안하는 합리적 정책의 모색에 필요한 기초 자료를 제공하고자 한다.

본 연구는 다음과 같이 구성된다. 이어지는 제 2절에서는 연구방법과 연구의 틀에 대해 논의한다. 제 3절에서는 연구 틀과 관련지어 실증분석 자료에 대해 구체적으로 설명한다. 제 4절에서는 실증분석의 결과들을 제시하며 제 5절은 맺는말이다.

2. 연구 방법

가. 기본 분석틀

기본적으로 본 연구에서는 주어진 아동패널 자료를 통해 파악 가능한 “투입 → 과정 → 산출”의 연결 고리들을 살펴보게 될 것이다. 다소 자의적이기는 하지만 본 연구에서는 투입, 과정, 산출 변인을 다음과 같이 구분하고자 한다.

- 투입변인: 소득, 가족구성, 아동에 대한 지출, 정부 지원 등
- 과정변인: 기관 이용 (유치원, 어린이집, 학원, 사교육)
- 산출변인: 여러 발달 지표들

투입은 유아교육과 보육에 들어가는 인적·물적 자원이라고 요약할 수 있다. 가장 주목해야 할 변수는 가구의 소득과 부모의 학력 등 가구 단위에서 사회·경제적 변수들이다. 이러한 배경 하에서 아동에 대한 가구의 지출액이 결정될 것이다.

한편 투입에는 가구의 지출뿐 아니라 정부의 지원도 포함된다. 특히 본 연구에서 활용되는 아동패널 자료의 조사기간인 2008년에서 2012년 사이의 기간 동안 정부의 지원은 매우 큰 폭으로 증가하였다. 이러한 정부지원의 증가가 고려되어야 유아교육 및 보육에 대한 투입에 대한 전반적인 파악이 가능할 것이다. 아쉽게도 아동패널 자료에서 가구별 정부지원액까지는 명확하게 파악되지는 않는다. 이러한 한계는 있지만 가능한 범위 내에서 정부 지원을 분석에 반영하게

될 것이다.

한편 본 연구에서 과정변인은 기관 이용 현황만을 포함하기로 한다. 기관은 유치원, 어린이집, 학원 등으로 나누어진다. 어떤 특성을 가진 아동들이 기관을 이용하는가? 투입 요인과 기관 이용 사이에는 어떤 관계가 있는가? 등의 문제를 탐구해 보고자 한다.

유치원이나 어린이집과 같은 기관 외에 중요한 과정변인은 각종 사교육이다. 유아 사교육 역시 기관 이용과 같은 분석틀을 통해 살펴볼 수 있을 것이다. 어떤 특성을 가진 아동들이 사교육을 받고 있는가? 기본적으로 투입 요인과 사교육 사이에는 어떤 관계가 있는가? 등의 문제를 살펴보게 될 것이다.

마지막으로 산출변인들은 연도별로 측정된 여러 발달지표들을 포함한다. 뒤에서도 살펴보겠지만 1~3차 연도인 2008년도에서 2010년도까지는 동일한 발달지표를 측정해 왔으며 2011년도와 2012년도 사이에는 각기 다른 지표들을 측정하고 있다. 주요 산출 변인과 투입 및 과정 변인들 사이의 관계를 통해 전반적인 투자의 증가와 아동 발달 지표 사이의 관계에 대해 살펴볼 것이다.

나. 실증적 질문들

앞서 살펴본 바와 같이 이 연구는 “가정환경 → 아동에 대한 보육/교육 투자 → 아동의 발달”이라는 연결 고리들에 대해 살펴본다. 현재 이 주제와 관련한 우리나라의 실증연구 수준은 가설을 제기하고 검증하는 단계라기보다는 기본적인 질문들을 정리하는 단계로 볼 수 있을 것이다. 본 연구를 통해 찾아내고자 하는 주요 질문들은 아래와 같이 정리해 본다.

1) 투입

투입과 관련해서는 연령에 따른 교육 및 보육 형태가 어떠한 변화를 보이는지, 또한 연령이 증가함에 따라 아동에 대한 정규기관 및 정규기관 외 지출은 얼마큼 증가하는지가 중요한 질문이 된다.

보다 구체적으로 주목하는 변수는 가구의 경제상태(소득, 자산)에 따른 교육 및 보육 형태 및 비용 차이이다. 특히 아동의 보육 및 교육에 대한 지출의 소득 탄력성을 추정해 보고자 한다. 아래에서도 살펴보겠지만 패널 자료를 이용하는 본 자료의 성격 상 아동에 대한 지출의 소득 탄력성이 아동 연령이 증가함에

따라 어떤 변화를 보이는지도 본 연구에서 탐구할 중요한 질문 중 하나다.

투입과 관련해서는 정부지원에 따른 가구들의 유아에 대한 투자 증가가 어떤 양상을 보이는지도 중요한 질문이 된다. 일반적으로 소득에 따라 아동에 대한 지출은 증가할 것으로 예상된다. 그렇다면 소득에 따른 유아교육에 대한 투자 차이가 정부지원으로 인해 줄어들었는지의 여부도 흥미로운 분석대상이 될 것이다.

2) 기관선택

기관선택과 관련해서는 가정의 사회·경제적 환경, 특히 소득에 따라 기관 선택이 어떤 차이를 보이느냐가 중요한 질문이 된다. 기관 선택은 네 가지 측면에서 살펴볼 수 있다. 첫째로 기관을 선택할 것인가 집에서 양육할 것인가의 선택 문제이다. 둘째로는 기관 중 유치원/어린이집의 선택이다. 셋째로는 기관 외 사교육을 선택할지의 여부이다. 마지막으로는 사교육을 선택한 경우 사교육의 강도이다.

이 네 가지 측면의 선택에 가정의 사회·경제적 환경이 미치는 영향을 살펴보면, 가구의 선택에 아동의 연령과 정부의 재정지원 유무가 어떤 영향을 주는 지에 대해서도 살펴볼 것이다.

3) 아동발달

아동패널에서 조사된 여러 발달 지표들에 대해서 이들 지표와 투입 및 기관 선택과의 관계를 살펴보게 될 것이다. 앞서 언급했듯이 그 동안 경제학에서 주로 관심을 가진 정책 효과 추정에는 여성의 노동참여나 출산율 등의 지표에 대한 분석을 중심으로 이루어져 왔지만 본 연구에서는 아동의 발달을 중요한 지표로 실증분석에 활용하게 될 것이다. 즉 아동에 대한 물질적 투자나 교육기회 제공이 측정된 발달지표와 어떤 관계를 맺는지를 살펴봄으로써 부모 세대의 선택이 아니라 아동 발달이라는 측면에서 정책적 시사점들을 도출해 보려는 것이다.

3. 데이터와 주요변수들

본 연구는 미시자료에 대한 실증분석을 중심으로 이루어진다. 본 연구에서

활용되는 자료는 『아동패널』 자료이다. 이 자료는 현재 2008년에서 2012년까지 이용 가능한 상태이다.

동일한 연도에 태어난 아동들을 추적조사하고 있다는 면에서 소득, 부모학력, 거주 지역 등 가정환경이 다른 동일 연령의 아동들이 어떤 보육이나 교육을 받고 있는지를 살펴보는 데는 최적의 자료라고 할 수 있다. 또한 아동패널에서는 연령별로 다양한 아동 발달 지표들까지 조사하였기 때문에 현재로서는 가정환경에 따른 발달지표의 차이를 살펴볼 수 있는 최적의 자료라고 할 수 있다. 본 연구에서 이용되는 여러 변수들을 투입-과정-산출이라는 범주로 나누어서 간단히 정리해 본다.

가. 투입

유아교육과 보육의 투입자료는 가정의 사회·경제적 배경과 유아에 대한 지출 등의 자료를 포함한다. 아동패널에서 가구소득 자료는 연도별로 약간씩 다르지만 월 소득을 근로소득, 자산소득, 이전소득 등으로 나누어서 제시하게 되어있다.⁵⁾ 한편 아동과 관련한 지출은 소비지출과 비소비지출로 나누어서 응답하도록 하고 있다. 이하의 분석에서 아동과 관련한 지출은 아동패널 자료에서 제시된 소비지출과 비소비지출의 합으로 정의된다.

가구소득의 분포는 로그-정규분포(log-normal distribution)을 따르는 것으로 알려져 있다. 아동패널 자료에서 나타나는 소득과 아동에 대한 지출의 자연대수값을 토대로 두 변수의 커널 분포(kernel distribution)를 몇 개 연도에서 제시한 [그림 III-1-1]에서 보듯이 두 변수들은 대략 로그-정규분포를 따르고 있다. 하지만 연도가 지남에 따라서 적지 않은 차이를 보이고 있다. 특히 아동에 대한 지출의 분포는 시간이 흘러감에 따라 오른쪽으로 치우치는(right-skewed) 경향을 보이고 있다.

이러한 분포의 변화 자체가 정책의 설계라는 면에서 적지 않은 시사점을 주고 있다. 아동에 대한 지출 분포가 아동 연령 증가에 따라 점차 오른쪽으로 치우쳐 간다는 것은 두 가지의 현상을 암시하고 있다. 우선 다른 가구들에 비해 지출 수준이 낮은 가구들의 비중이 점차 낮아지고 있다는 것이다. 기본적으로

5) 아동패널 자료에서는 연도별로 소득의 구성이 조금씩 다르다. 2008년과 2010년 까지 설문에서는 소득의 합만을 응답하였으나 2011년부터 소득을 구분하여 응답하도록 하고 있다. 이하에서 소득자료는 연도별 일관성을 위하여 소득의 합을 이용한다.

이런 소수의 가구들이 정부지원의 필요성이 높은 가구라고 할 수 있다. 아동 연령의 증가에 따라 늘어나는 지출을 감당하기 어려워 다른 가구들에 비해 아동에 대한 지출 수준이 현저히 낮은 가구들이 발생하고 있다면 이러한 소수 가구들은 자연스럽게 정책적 개입의 대상으로 고려되어야 할 것이다.

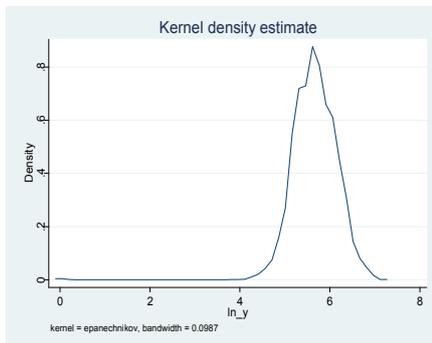
오른쪽으로 치우치는 분포 변화의 또 다른 측면은 아동 연령의 증가에 따라 아동에 대한 지출에 있어 가구 소득에 관계없이 일종의 상향평준화가 이루어지는 현상이다. 이 경우 아동에 대한 지출 증가는 저소득층 가구들은 물론 많은 중산층 가구들에게도 경제적 부담으로 작용할 수 있다. 현재까지 얻을 수 있는 시사점은 다른 가구들에 비해 현저히 지출 수준이 낮은 소수가구들이 1차적인 지원대상이 되어야 하며 아동 연령 증가에 따라 지원대상 폭 다소 넓어질 필요가 있다는 점이다.

앞으로도 아동패널은 추적조사를 통해 아동에 대한 지출분포가 연령에 따라 어떤 변화를 보이는지에 대한 정보를 축적할 필요가 있으며 이런 지출분포가 지원 대상을 결정하는데 기초자료가 되어야 할 것이다.

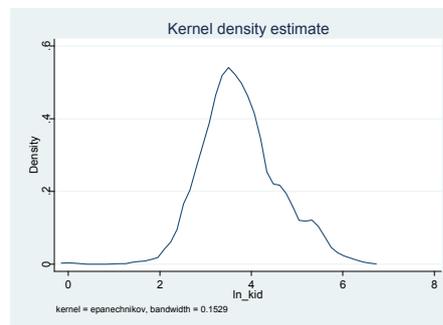
가구소득의 분포는 로그-정규분포(log-normal distribution)를 따르는 것으로 알려져 있다. 아동패널 자료에서 나타나는 소득과 아동에 대한 지출의 자연대수값을 토대로 두 변수의 커널분포를 몇 개 연도에서 제시한 [그림 III-1-1]에서 보듯이 두 변수들은 대략 로그-정규분포를 따르고 있다.

하지만 연도에 따라서 약간의 차이를 보이고 있다. 특히 아동에 대한 지출의 분포는 시간이 흘러감에 따라 오른쪽으로 치우치는(right-skewed) 경향을 보이고 있다.

2008년 소득분포

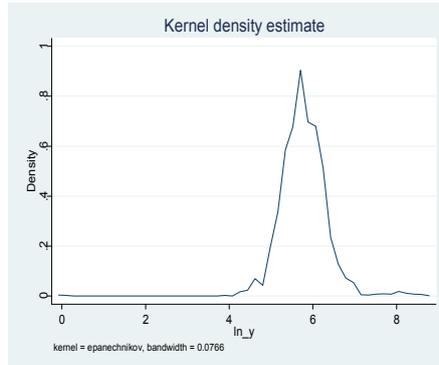


2008년 아동 지출분포

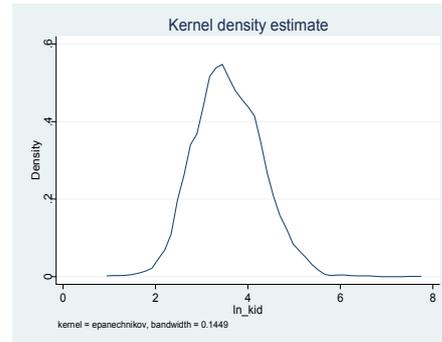


(그림 III-1-1 계속)

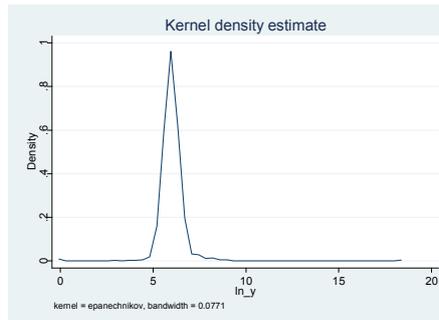
2010년 소득분포



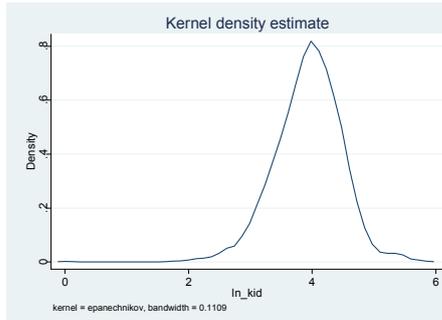
2010년 아동 지출분포



2012년 소득분포



2012년 아동 지출분포



[그림 III-1-1] 소득과 아동관련 지출의 분포(자연대수)

나. 기관선택 및 사교육

기관선택은 가정양육 대 기관이용, 기관 이용 시는 어린이집, 유치원, 학원 등의 선택과 관련된 것이다. 아동패널에서는 기관을 어린이집, 유치원과 그 외 기관으로 나눈다. 그 외 기관을 편의상 학원으로 칭하기로 하자. 학원에는 영어 유치원, 미술학원, 태권도, 놀이학교 등이 포함된다.

<표 III-1-1>은 아동들의 기관선택을 보여주고 있다. 표는 기관을 이용하는 아동들만을 대상으로 빈도수와 백분율을 제시한다. 가장 눈에 띄는 현상은 2011년과 2012년의 큰 차이다. 만 3세에 해당하는 2011년에는 95%가 넘는 아동들이 어린이집을 선택하고 있다. 하지만 2012년에 가면 그 비율은 60%로 하락한다.

대신 2011년에는 2%만 선택하던 유치원이 2012년에 이르면 34%까지 증가한다. 학원을 선택하는 아동들도 2.7%에서 5%로 증가한다.

〈표 III-1-1〉 아동들의 기관 선택

| | 2011년 | | 2012년 | |
|------|-------|-------|-------|-------|
| | 빈도 수 | 백분율 | 빈도 수 | 백분율 |
| 어린이집 | 1,384 | 95.32 | 1,000 | 60.68 |
| 유치원 | 29 | 2 | 565 | 34.28 |
| 학원 | 39 | 2.69 | 83 | 5.04 |

이러한 변화에는 두 가지 측면이 작용했으리라 생각된다. 우선 아동의 연령이 높아질수록 유치원에 대한 선호가 증가하는 것은 오래전부터 지속되어 온 현상이다. 교육통계연보에서 인용한 기획재정부(2013)의 교육분야 중기재정계획에 따르면 2011년의 경우 3세아의 유치원 취원률은 29.3%이며 만 4세는 45.2%, 만 5세는 54.9%로 나타나고 있다.⁶⁾ 즉 횡단면으로 볼 때도 연령 증가에 따라 유치원을 선택하는 비중은 높아지는 경향이다. 2012년도 마찬가지로 3세 아동의 유치원 취원률은 30.5%, 4세 아동은 50.6%, 5세 아동은 59.1%로 나타난다. 즉, 어느 해든지 아동 연령이 높을수록 유치원을 선택하는 비중은 높아진다.

다음으로 생각해 볼 수 있는 요인은 정부개입의 효과이다. 정부의 유아교육에 대한 지원이 늘면서 비용이 상대적으로 높은 유치원을 선택하는 가구의 비중이 증가한 측면도 있을 것으로 생각된다. 2011년과 2012년에서 보이는 차이의 적어도 일부는 정부개입의 효과로 설명될 수 있을 것이다.

기관 선택과 함께 고려해야 할 항목은 사교육이다. 사교육이라고 정의할 수는 없지만 정부의 지원이 이루어지지 않는다는 측면에서 각종 기관 내 특별활동도 사교육과 함께 고려해야 할 유아교육의 한 형태라고 할 수 있을 것이다. <표 III-1-2>에서 보듯이 기관내 특별활동과 사교육을 선택하는 아동들의 비중도 만 3세와 만 4세 사이에는 현격한 차이가 있다. 만 3세의 경우 기관 내 사교육을 선택하는 아동의 비중은 68.5%인데 반해 사교육을 선택하는 아동의 비중은 25% 가량에 불과하다.

반면 만 4세인 2012년에는 기관 내 특별활동을 하는 아동의 비중은 97.5%로

⁶⁾ 아동패널 자료의 경우 전체 유치원을 선택하는 비중이 다른 조사에 비해 매우 낮게 파악되고 있어 향후 자료에 대한 추가적인 점검이 요구된다.

거의 모든 아동들이 기관에서 제공하는 특별활동에 참여하고 있으며 사교육을 받는 아동의 비중도 1년 전에 비해 두배에 가까운 47%로 증가하고 있다. 이러한 증가는 연령 증가에 따른 아동 교육 수요의 변화를 반영하고 있다.

〈표 III-1-2〉 사교육과 기관내 특별활동 현황

| | 2011년 | | 2012년 | |
|---------|-------------|------|---------------|------|
| | 빈도 수 | 백분율 | 빈도 수 | 백분율 |
| 기관 특별활동 | 455 (1,446) | 68.5 | 2,096 (2,150) | 97.5 |
| 사교육 | 544 (2,150) | 25.3 | 806 (1,703) | 47.3 |

주: 빈도 열에서 괄호 안은 응답자 수.

다. 산출

아동패널에 포함된 산출에 관한 지표는 다양하다. <표 III-1-3>은 연도 혹은 연령별로 아동패널에서 제시된 발달 지표들을 제시하고 있다. 본 연구는 기관선택, 아동에 대한 지출, 사교육이나 특별활동 등이 궁극적으로 아동에게 어떤 영향을 주는지에 대해 관심을 가지고 있다. 따라서 아래에 제시된 지표들을 충분히 활용하여 투입 혹은 과정과 발달지표들 사이의 관계를 살펴보고자 한다.

〈표 III-1-3〉 아동패널의 발달지표

| 시기 | 지표 |
|-----------------------|--|
| 2008~2010 (만 0~2세) | - 의사소통, 대근육 운동, 소근육운동, 문제해결, 사회성 |
| 2011 (만 3세) | - 표현 어휘력, 수용 어휘력 |
| 2012 (만 4세) | - 언어발달, 인지발달 - 각종 문제행동 (불안/우울, 위축, 주의집중문제, 공격행동, 주의력결핍/과잉행동, 반항행동 등) - 유아 도형창의성(FCTYC) |

4. 주요 실증분석 결과

앞서 분석틀과 이용 자료에 대해 설명하였다. 이제 본 절에서는 제 2절에서 제시한 연구의 기본 틀에 따라 투입과 과정 사이의 관계, 그리고 투입 및 과정과 산출 사이의 관계에 대해 구체적으로 살펴보기로 한다.

가. 투입과 과정

우선 가구의 소득이 아동에 대한 지출에 어떤 영향을 주는지부터 살펴보자. <표 III-1-4>는 연도별로 아동에 대한 지출이 소득에 얼마나 민감하게 반응하는지 제시하고 있다. 여기서 아동에 대한 지출은 패널에서 조사된 한명의 아동에 대한 소비지출과 비소비 지출의 합이다. 아동에 대한 지출과 가구 소득 각각에 대해 자연대수를 취했으므로 <표 III-1-4>에서 제시된 계수는 탄력성으로 해석할 수 있다. 즉 가구 소득이 1% 증가할 때 아동에 대한 지출의 몇 % 증가하는지를 보여주는 지표로 해석할 수 있는 것이다. 회귀분석 결과에 따르면 모든 연도, 즉 모든 아동 연령에서 소득의 탄력성은 통계적으로 유의한 값을 보이고 있지만 탄력성의 크기는 아동의 연령에 따라 조금씩 다르게 나타나고 있다.

<표 III-1-4> 패널아동에 대한 지출의 소득탄력성

| | 2008년 | 2009년 | 2010년 | 2011년 | 2012년 |
|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| log(소득) | 0.291 | 0.440 | 0.550 | 0.312 | 0.229 |
| | (0.039) | (0.024) | (0.027) | (0.040) | (0.018) |

주: 아동에 대한 소비-비소비 지출 합에 대한 자연대수를 종속변수로, 소득의 자연대수를 설명변수로 한 회귀분석의 계수와 표준오차를 제시함. 한 회귀분석 결과이며 모두 1% 수준에서 유의.

가장 주목할 만한 현상은 아동에 대한 지출의 소득탄력성은 1보다 크지 않다는 것이다. 아동패널에서 아동에 대한 지출의 구체적인 항목이 제시되어 있지는 않다. 하지만 상식적으로 기저귀, 분유, 이유식 등 아동에 대한 지출 항목들 대부분은 필수재에 가까우리라 생각할 수 있다. 따라서 소득탄력성이 1보다 작은 것은 자연스러운 현상이라고 할 수 있다.

함께 주목해야 할 부분은 연령에 따른 소득탄력성의 변화라고 할 수 있다. 소득탄력성은 만 0세~2세까지는 증가하지만 이후에는 감소하는 모습을 보이고 있다. 2세까지 소득탄력성이 증가하는 모습은 아동 연령의 증가에 따라 필수보다는 가정형편에 따른 “선택적인 소비” 혹은 투자가 증가하기 때문에 나타나는 결과라고 해석할 수 있다.

한편 만 3세 이후 탄력성이 떨어지는 현상도 주목되는데 이는 아동에 대한 지출 분포를 보여주는 [그림 III-1-1]에서도 유추할 수 있는 내용이다. 정밀한 해석은 추가적인 분석이 따라야겠지만 직관적으로 생각해 보면 이는 3세 이후 기판이용이 시작되면서 나타나는 결과로 생각해 볼 수 있다. 즉 만 3세 이후에는

많은 아동들이 기관을 이용하게 되고 소득에 따라 기관 이용비용이 다른 것은 아니기 때문에 만 3세 이후에 탄력성이 작아질 수 있는 것이다. 즉, 3세 이후에는 소득에 관계없이 필수적으로 지출하는 항목이 다시 증가하면서 소득탄력성은 줄어들기 시작한다고 해석할 수 있을 것이다.

<표 III-1-4>에서 제시한 분석은 소득과 아동에 대한 지출 사이의 관계만을 본 것이다. 하지만 아동에 대한 지출은 소득 외에도 다양한 요인에 의존한다. 아동에 대한 지출 다른 변수들까지 감안한 회귀분석을 실시해 본다.

이하의 분석에서는 소득 외에 아동에 대한 지출에 영향을 줄 수 있는 요인들을 어머니의 특성, 아동의 특성, 그리고 이용 기관 등 셋으로 범주화 해 본다. 어머니의 특성으로는 우선 어머니의 학력을 생각해 볼 수 있다. 학력이 높을 경우 교육열이 높고 양육에 대한 높은 관심으로 인해 지출액이 증가할 수 있다. 어머니의 취업 여부도 지출에 직접적인 영향을 줄 수 있는 요인이다. 어머니의 취업은 양육 도우미를 필요로 하고 이는 지출의 증가로 이어질 것이기 때문이다. 또한 아동 양육에 따른 비용 증가가 어머니를 취업으로 이끌 수도 있다.

다음으로 아동 특성의 범주에서 아동의 성과 출생순서를 변수로 선택하였다. 남아 선호 사상이 여전히 남아있다면 남아에 대한 지출액이 클 수도 있다. 반면 여아의 경우 외모 관리 등에 더 많은 지출이 필요할 수도 있다. 따라서 이 변수의 영향은 선형적으로는 단정할 수 없을 것이다. 다음으로 아동의 출생 순서도 중요한 요인으로 작용할 수 있다. 일반적으로 첫 번째 아동에 대한 지출이 적어도 두 가지 측면에서 클 것으로 예상할 수 있다. 첫 번째 아이는 출산 계획 상 유일한 아동일 가능성이 있다. 형제가 많은 집안보다는 아동이 하나일 경우에 아동 당 지출이 많은 것은 자연스러운 현상이다. 이 외에도 첫 번째 아이에 대한 부모의 높은 관심과 의욕이 후에 태어나는 아이들보다 더 높을 때 지출액은 더 커질 가능성도 있다.

기관선택과 관련해서는 기관을 이용하지 않는 경우와 유치원이나 학원을 이용하는 경우에 대해 더미변수를 형성하고 회귀식에 포함시킴으로써 다른 기관과 해당 기관 이용 사이의 비용 혹은 지출 차이를 살펴보았다.

<표 III-1-5>는 아동들이 만 3세인 2011년 자료를 바탕으로 아동에 대한 지출 결정 요인을 알아보는 회귀분석을 실시한 결과이다. 회귀분석의 결과에 대한 해석에서 각 계수들은 다른 조건이 동일할 때 각 변수가 갖는 효과를 보여준다는 사실을 다시 한 번 상기할 필요가 있다. 회귀분석 결과를 살펴보면 대부분의 변

수들은 예상과 부합하는 부호값을 보이고 있다. 다만 소득탄력성의 값은 다른 변수들이 포함되지 않았던 <표 III-1-4>에 비해 다소 감소하고 있다.

<표 III-1-5> 패널 아동에 대한 지출 결정 요인들- 기관별 차이 (2011년)

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|----------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| log(소득) | 0.266*** (0.0419) | 0.269*** (0.0416) | 0.256*** (0.0416) | 0.263*** (0.0420) |
| 모 대출 이상 | 0.179*** (0.0493) | 0.207*** (0.0493) | 0.185*** (0.0489) | 0.178*** (0.0493) |
| 모 취업 | 0.206*** (0.0502) | 0.145*** (0.0515) | 0.209*** (0.0499) | 0.208*** (0.0503) |
| 여아 | 0.00299 (0.0475) | 0.00827 (0.0472) | -2.74e-05 (0.0472) | 0.00414 (0.0475) |
| 출생순서 | -0.255*** (0.0337) | -0.247*** (0.0336) | -0.254*** (0.0335) | -0.254*** (0.0337) |
| 기관이용 무 | | -0.309*** (0.0644) | | |
| 유치원 | | | 0.973*** (0.190) | |
| 학원 | | | | 0.333 (0.368) |
| 관측치 수 | 1,661 | 1,661 | 1,661 | 1,661 |
| R ² | 0.085 | 0.098 | 0.100 | 0.086 |

주: 상수항은 생략. 괄호 안은 표준오차 값이며 ***는 1%, **는 5%, *는 10%에서 유의.

다른 변수들의 계수를 살펴보면 어머니가 대출 학력을 가질 때 더 높은 지출을 하고 있는데, 구체적으로 어머니가 대출일 경우 대략 20%에 가깝게 더 많은 아동에 대한 지출이 이루어진다. 한편 어머니가 취업한 경우에도 20% 더 많은 지출이 이루어지고 있다.

한편 여아와 남아 사이의 지출에서는 큰 차이가 보이지 않는다. 그렇지만 출생 순서는 아동에 대한 지출에 큰 영향을 준다는 사실을 확인할 수 있다. 이는 앞서 설명한대로 전체 형제자매 수가 늘어나면서 아동 당 지출이 줄어드는 현상과 첫째 아이에 대한 더 큰 관심이라는 두 효과가 혼재된 것으로 해석할 수 있다.

마지막으로 기관 선택이 아동에 대한 지출에 미치는 영향을 살펴보면, 기관을 이용하지 않는 아동에 대한 지출이 기관을 이용하는 아동들에 비해 30% 정도 낮음을 확인할 수 있다. 또한 유치원을 이용하는 아동은 기관을 이용하지 않

거나 어린이집을 이용하는 아동에 비해 두배 가깝게 높은 지출을 하고 있다.

<표 III-1-5>를 통해 아동지출에 대한 결정요인들을 살펴보았다. 이제 유사한 분석을 2012년에 대해 실시함으로써 3세에서 4세 사이의 변화와 함께 정부지원의 영향에 대해 살펴보자. <표 III-1-6>에 제시된 2012년의 회귀분석 결과들은 질적으로 <표 III-1-5>와 유사하지만 몇 가지 차이점들도 눈에 띈다.

<표 III-1-6> 패널 아동에 대한 지출 결정 요인들 (2012년)

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|---------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| log(소득) | 0.211*** (0.0179) | 0.179*** (0.0173) | 0.209*** (0.0178) | 0.204*** (0.0176) |
| 모 대출 이상 | 0.123*** (0.0276) | 0.0615** (0.0270) | 0.117*** (0.0276) | 0.0978*** (0.0274) |
| 모 취업 | 0.0798*** (0.0275) | 0.102*** (0.0264) | 0.0847*** (0.0275) | 0.0905*** (0.0271) |
| 여아 | -0.0500* (0.0266) | -0.0437* (0.0255) | -0.0539** (0.0266) | -0.0489* (0.0261) |
| 출생순서 | -0.172*** (0.0189) | -0.157*** (0.0182) | -0.173*** (0.0189) | -0.171*** (0.0186) |
| 전액지원 | | -0.338*** (0.0300) | | |
| 부분지원 | | -0.199*** (0.0347) | | |
| 유치원 | | | 0.0799*** (0.0282) | |
| 학원 | | | | 0.454*** (0.0659) |
| 관측치 수 | 1,378 | 1,378 | 1,378 | 1,378 |
| R^2 | 0.177 | 0.247 | 0.181 | 0.204 |

주: 상수항 생략. 괄호 안은 표준오차 값이며 ***는 1%, **는 5%, *는 10%에서 유의.

차이점들을 지적해 보면 우선 어머니 학력, 어머니 취업, 출생 순서 등 변수들의 계수 절대값이 상당 폭으로 줄어든다. 즉 이러한 변수들의 영향이 줄어들고 있음을 의미하는데 이는 앞서 언급한 바와 같이 기관 이용이 광범위하게 이루어지면서 발생하는 결과로 해석할 수 있을 것이다. 예컨대 둘째 아동과 첫째 아동에 대한 유치원 학비의 차이가 나지는 않을 것이다.

또 다른 중요한 차이는 여아들에 대한 지출이 남아들에 비해 낮아지기 시작했다는 점이다. 여아에 대한 지출은 남아에 비해 대략 5% 정도 낮은 것으로 나

타나며 10% 수준에서 통계적으로 유의하다. 보육보다는 교육이 시작되면서 여아에 대한 지출이 낮아지는 현상은 남아 선호의 잔영일 수 있다. 향후 지출의 성별 차이에 대한 지속적인 관찰도 흥미로운 연구 과제가 될 수 있을 것이다.

한편 기관 선택과 관련해서는 학원(영어 학원)에 다니는 아동들에 대한 지출이 다른 아동들에 대한 지출에 비해 큰 폭(45%)으로 높다는 사실도 주목할 만하다. 유치원을 이용하는 아동에 대한 지출도 높은 편이다.

마지막으로 주목할 변수는 정부지원의 계수이다. 2012년 자료에서는 교육비 전액지원과 부분지원으로 구분하여 지원 현황을 파악할 수 있다. 회귀분석 결과에 따르면 유아교육비 전액지원을 받는 집단은 지원을 받지 않는 집단에 비해 약 34%, 부분지원을 받는 집단은 약 20% 적은 지출을 하고 있다. 이는 지원이 소득을 기준으로 저소득층에 대해 이루어지기 때문에 나타나는 자연스러운 현상이다. 하지만 소득을 비롯한 다른 조건이 동일한 경우에 지원 받는 집단의 지출액이 적다는 사실에 유념할 필요가 있다. 즉, 정부 재정지원을 받는 집단의 지출은 소득을 감안하더라도 낮은 수준이라는 의미이다.

달리 해석하자면 소득 수준에 따른 아동에 대한 지출액의 차이는 정부의 지원이 없었다면 더 커졌을 수도 있다. 이렇게 볼 때 정부의 교육비 지원은 아동에 대한 지출의 형평성이라는 측면에서는 어느 정도 기여를 하였으나 양적으로 소득수준에 따른 차이를 감소시키는 데는 이르지 못했음을 추론할 수 있다.

이제 만 3세와 만 4세의 초점에 맞추어 소득과 기관선택 사이의 관계에 대해 살펴보자. <표 III-1-7>은 기관이용과 가구소득 사이의 관계를 Probit 분석을 통해 보여주고 있다.

<표 III-1-7> 기관이용과 가구 소득(Probit 계수값)

| | 기관이용 안 함 | 어린이집 | 유치원 | 학원 |
|------------|---------------------|---------------------|-------------------|---------------------|
| 2011년 (3세) | -0.0382 (0.062) | -0.076 (0.058) | 0.193* (0.115) | 0.389*** (0.149) |
| 2012년 (4세) | -0.159** (0.081) | -0.096** (0.041) | 0.061 (0.042) | 0.185*** (0.053) |

주: 2011년에는 1661명 2012년에는 1683명에 대한 Probit 분석 결과로 상수항과 가구소득의 자연대수만을 독립변수로 한 회귀분석 결과로 계수값과 표준오차를 제시함.

***는 1%, ** 5%, * 10%에서 유의.

만 3세의 경우 유치원이나 학원은 소득이 높을수록 선택할 확률이 높다. 그

렇지만 기관을 이용하는지 여부는 소득에 영향을 받지 않는 것으로 나타난다. 만 4세에서는 다른 모습이다. 만 4세에 기관 이용을 안 할 확률은 소득이 높을수록 낮아진다. 즉 소득이 높을수록 기관을 이용할 확률이 높은 것이다. 반면 어린이집을 이용할 확률은 소득이 높을수록 낮아진다. 소득이 높은 가구들이 어린이집보다는 유치원이나 학원을 선호한다는 사실을 보여주는 결과이다. 이러한 선택에는 유치원이나 유아 학원이 아동들에게 더 질 높은 교육을 제공하리라는 기대가 작용하고 있을 것이다.

물론 소득이외에도 기관 선택에 영향을 미치는 요인들은 다수 존재한다. 예컨대 이경옥(2012)에서 소개된 기존연구들은 취업모일수록 육아지원기관을 선택하는 경향이 있으며, 어머니의 학력이 높을수록 일찍 육아지원기관을 선택하는 경향이 있음을 보고하고 있다. 이러한 기존 연구들을 감안하여 어머니의 특성과 여아여부를 알려주는 더미변수를 Probit 회귀식에 추가하여 보았다. 소득 이외의 다른 요인들까지 감안한 회귀분석 결과를 보면 만 3세인 2011년에 기관선택을 하지 않는 아동들의 경우 어머니가 대졸이면서 취업을 하지 않은 경우가 많다는 사실을 알 수 있다. 여전히 소득변수는 통계적으로 유의하지 않다. 반면 어린이집은 소득이 낮으며 어머니 학력이 낮고 취업을 하지 않은 경우에 선택할 가능성이 높아진다. 유치원이나 학원은 소득이 높은 가구의 아동들이 선택할 가능성이 높다.

〈표 III-1-8〉 패널 아동의 기관선택 지출 결정 요인들 (2011년, PROBIT)

| | 기관 선택 무 | 어린이집 | 유치원 | 학원 | 기타 |
|---------|-----------------------|-----------------------|--------------------|---------------------|---------------------|
| log(소득) | 0.0714 (0.0663) | -0.178*** (0.0628) | 0.216* (0.117) | 0.440*** (0.154) | 0.260** (0.116) |
| 모 대졸 이상 | 0.357*** (0.0775) | -0.385*** (0.0736) | -0.118 (0.164) | 0.484 (0.320) | 0.460*** (0.157) |
| 모 취업 | -0.909*** (0.0917) | 0.841*** (0.0835) | -0.0581 (0.164) | -0.298 (0.305) | -0.200 (0.159) |
| 여아 | 0.0772 (0.0757) | -0.0661 (0.0719) | 0.0797 (0.157) | -0.365 (0.311) | -0.0225 (0.149) |
| 관측치 수 | 1,661 | 1,661 | 1,661 | 1,661 | 1,661 |

주: 상수항 생략. 괄호 안은 표준오차 값이며 ***는 1%, **는 5%, *는 10%에서 유의.

유사한 패턴이 2012년에도 이어지지만 주목해야 할 차이도 있다. 2011년의 경우 기관 선택을 하지 않는 아동은 소득과 별 관계가 없었지만 2012년에 이르면

기관을 선택하지 않은 아동들은 소득이 낮은 가구에 속해있을 가능성이 높다. 한편 어머니의 학력이 높을수록 어린이집 대신 유치원이나 학원을 선택할 가능성이 높아진다. 일단 기관을 선택한 이상 유치원, 어린이집, 학원 등의 선택에는 소득이 큰 영향을 주지 않는다는 사실도 주목할 만하다. 한편 정부의 지원을 받는 아동들은 유치원보다는 어린이집을 선택하는 경향이 있음도 발견된다.7)

<표 III-1-9> 패널 아동의 기관선택 지출 결정 요인들 (2012년)

| | 기관 선택 무 | 어린이집 | 유치원 | 학원 |
|---------|-----------------------|-----------------------|----------------------|---------------------|
| log(소득) | -0.271*** (0.0895) | -0.0213 (0.0442) | 0.0428 (0.0445) | 0.0884 (0.0675) |
| 모 대졸 이상 | 0.188 (0.134) | -0.272*** (0.0662) | 0.140** (0.0671) | 0.492*** (0.132) |
| 모 취업 | -0.419*** (0.151) | 0.264*** (0.0655) | -0.162** (0.0661) | -0.176 (0.126) |
| 여아 | 0.0655 (0.130) | -0.185*** (0.0631) | 0.158** (0.0636) | 0.114 (0.121) |
| 전액지원 | | 0.473*** (0.0737) | -0.107 (0.0747) | |
| 부분지원 | | 0.464*** (0.0873) | -0.0577 (0.0878) | |
| 관측치 수 | 1,683 | 1,683 | 1,683 | 1,683 |

주: 상수항 생략. 괄호 안은 표준오차 값이며 ***는 1%, **는 5%, *는 10%에서 유의.

이제 기관 선택이 아닌 사교육과 기관 내 특별활동 선택에 대해 살펴보자. 분석은 기관 내 특별활동이나 사교육 여부를 묻는 더미변수에 대한 PROBIT 분석과 지출액수까지 감안한 TOBIT 분석을 병행하기로 한다. 기관 내 특별활동이나 사교육 여부 외에 둘 중에 한 활동이라도 할 때 1의 값을 갖는 더미변수와 특별활동비와 사교육비를 합한 비용도 종속변수로 하는 분석도 추가하였다.

<표 III-1-10>은 2011년에 대한 분석 결과를 보여준다. 분석 결과는 상식에 부합하는 몇 가지 현상을 보여주고 있다. 전반적으로 정규교육 외 활동은 가구소득이 높고 부모학력이 높을수록 활발하게 이루어진다는 사실을 확인할 수 있다. 중요한 사실은 이러한 현상이 만 3세부터 시작된다는 점이다.

7) 기관선택 무, 그리고 학원선택 회귀식에서 정부지원 여부의 계수는 일종의 동어반복으로 볼 수 있기 때문에 큰 의미는 없다. 기관을 이용하지 않거나 학원을 이용하면 지원을 받지 못하기 때문이다. 따라서 회귀식에 정부지원 유무 더미 변수를 설명변수로 포함하지 않았다. 하지만 지원을 받는 아동들이 유치원을 선택하는지 어린이집을 선택하는지는 의미가 있다.

한편 기관 내 특별활동의 참여는 소득에 큰 관계없이 이루어지고 있다. 뿐만 아니라 기관 내 특별활동 참여 여부 자체는 어떤 변수와도 상관관계를 보이지 않고 있다. 이는 기관 내 특별활동이 가정환경에 관계없이 광범위하게 이루어지고 있음을 암시한다. 하지만 액수까지 감안할 경우에는 기관내 특별활동이나 사교육 모두 소득에 크게 의존하며 어머니의 학력이 높을수록 많은 지출이 이루어짐을 확인할 수 있다.

출생순서가 낮을수록 사교육 참여 확률이나 사교육비 지출액은 줄어드는 경향도 발견된다. 여아의 경우 기관 내 특별활동 지출액의 다소 높은 것을 제외하면 남녀 간 차이는 보이지 않는다.

〈표 III-1-10〉 특별활동 및 사교육 선택과 지출액 (2011년)

| | PROBIT | | | TOBIT | | |
|---------|---------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | 기관내 특별활동 | 기관외 사교육 | 정규교육 외 활동 | 기관내 특별활동 | 기관 외 사교육 | 정규교육 외 활동 |
| log(소득) | -0.0277 (0.0609) | 0.118** (0.0560) | 0.0218 (0.0579) | 0.162*** (0.0495) | 0.460*** (0.0412) | 0.449*** (0.0399) |
| 모 대졸 이상 | -0.117 (0.0742) | 0.0619 (0.0671) | -0.136** (0.0674) | 0.372*** (0.0640) | 0.461*** (0.0514) | 0.453*** (0.0496) |
| 모 취업 | 0.113 (0.0744) | -0.141** (0.0690) | 0.222*** (0.0696) | 0.0689 (0.0663) | 0.0850* (0.0513) | 0.0865* (0.0495) |
| 여아 | -0.0460 (0.0712) | 0.0727 (0.0651) | -0.0159 (0.0651) | 0.125** (0.0625) | 0.0628 (0.0493) | 0.0749 (0.0475) |
| 출생순서 | 0.0676 (0.0509) | -0.302*** (0.0484) | -0.104** (0.0459) | -0.180*** (0.0493) | -0.156*** (0.0351) | -0.210*** (0.0339) |
| 관측치 수 | 1,683 | 1,683 | 1,683 | 1,621 | 1,683 | 1,632 |

주: 상수항 생략. 괄호 안은 표준오차 값이며 ***는 1%, **는 5%, *는 10%에서 유의.

만 4세인 2012년에 대한 분석도 질적으로는 만 3세인 2011년과 큰 차이를 보이지 않는다. 하지만 몇 가지 주목할 만한 차이도 있다. 소득이나 어머니 학력의 계수값이 줄어들고 있다. 즉 가정환경이 사교육 참여나 사교육비 지출액에 미치는 영향의 정도는 줄어들고 있는 것이다. 이는 정규교육 외 활동이 만 4세 이후로는 훨씬 보편화되는 현상을 반영하고 있다.

한편 정부의 교육비 지원을 받는 집단은 사교육 참여확률이 낮은 현상을 보인다. 이는 정규교육에 대한 정부의 지원이 이루어지더라도 사교육을 통한 교육 기회 격차는 유지될 수 있다는 상식을 확인해 준다. 그렇지만 정부의 교육비 지

원은 적어도 기관 내 특별활동비 지출에 있어서는 지원을 받는 집단 아동들의 지출액이 지원받지 않는 아동보다 집단에 비해 현저하게 낮아지는 현상은 막아 주고 있는 것으로 보인다. 즉 정부의 정규교육에 대한 지원이 지원받는 아동들이 기관 내 특별활동에 참여할 여력을 어느 정도 만들어 주는 역할을 하고 있는 것으로 추론할 수 있다.

〈표 III-1-11〉 특별활동 및 사교육 선택과 지출액 (2012년)

| | PROBIT | | | TOBIT | | |
|---------|----------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | 기관 내 특별활동 | 기관외 사교육 | 기관 내외활동 | 기관내 특별활동 | 기관외 사교육 | 기관 내외활동 |
| log(소득) | 0.222** (0.0918) | 0.128** (0.0509) | 0.233** (0.108) | 0.500*** (0.147) | 0.116*** (0.0280) | 0.212*** (0.0338) |
| 모 대졸 이상 | 0.0950 (0.137) | -0.0913 (0.0654) | -0.00434 (0.172) | -0.236 (0.225) | 0.175*** (0.0421) | 0.0849* (0.0507) |
| 모 취업 | 0.0908 (0.134) | -0.0734 (0.0641) | 0.314* (0.182) | -0.153 (0.220) | -0.0105 (0.0408) | 0.0342 (0.0492) |
| 여아 | 0.00342 (0.127) | 0.131** (0.0617) | -0.101 (0.163) | 0.485** (0.213) | -0.00888 (0.0396) | 0.0540 (0.0477) |
| 출생순서 | -0.190** (0.0825) | -0.217*** (0.0447) | -0.302*** (0.0998) | -0.884*** (0.157) | -0.127*** (0.0282) | -0.286*** (0.0340) |
| 전액지원 | -0.356** (0.142) | 0.0662 (0.0731) | -0.346* (0.182) | 0.0466 (0.249) | -0.973*** (0.0467) | -0.598*** (0.0563) |
| 부분지원 | 0.613** (0.279) | -0.104 (0.0858) | 0.636* (0.383) | -0.467 (0.298) | -0.473*** (0.0546) | -0.416*** (0.0658) |
| 관측치 수 | 1,683 | 1,683 | 1,683 | 1,621 | 1,683 | 1,632 |

주: 상수항 생략. 괄호 안은 표준오차 값이며 ***는 1%, **는 5%, *는 10%에서 유의.

지금까지의 분석에 따르면 가정환경이 더 나은 경우 기관을 선택하고 기관 중에서도 어린이집보다는 유치원, 혹은 영어 학원 등을 선택할 가능성을 높여주는 것으로 나타난다. 그렇다면 이러한 기관 선택이 아동 발달과도 관계가 있는 것일지에 대한 의문을 갖게 된다. 이에 대해 다음 소절에서 살펴보자.

나. 투입 및 과정과 산출

이제 투입 및 과정과 산출 사이의 관계에 대해서 살펴보자. 우선 기관 이용이 본격화되기 전인 만 2세까지의 가구 소득과 아동발달 지표 사이의 관계부터 살펴본다. <표 III-1-12>는 아동패널의 1차에서 3차연도 자료에서 제시된 의사소

통, 대근육운동, 소근육운동, 문제해결, 사회성 지표들과 가구소득 사이의 관계를 회귀분석을 통해 보여주고 있다. 분석결과는 매우 흥미로운 모습을 보여준다. 2008년과 2009년에는 소득과 발달지표 사이의 상관관계가 보이지 않는다. 하지만 2010년의 경우는 의사소통, 소근육, 문제해결 등의 지표에서 발달과 소득사이의 양의 상관관계가 발견되고 있다.

이 결과에 대해서는 신중한 해석이 필요할 것이다. 예컨대 한 가지 가능한 해석은 태어난 시점에서는 소득에 따른 아동발달 차이가 크지 않지만 자라남에 따라 차이가 확대될 수 있다는 것이다. 본 연구에서 충분한 검토토가 이루어지지 않는 못하지만 향후 이러한 가능성에 대해서는 소득에 따라 아동 양육 패턴이 어떻게 다른지에 대한 연구와 논의들을 통해 충실히 이루어져야 하리라 생각된다.

〈표 III-1-12〉 소득과 발달지표의 관계

| | 의사소통 | 대근육운동 | 소근육운동 | 문제해결 | 사회성 |
|-------|---------------------|--------------------|---------------------|----------------------|--------------------|
| 2008년 | 0.379 (0.417) | 0.340 (0.309) | 0.060 (0.409) | 0.255 (0.333) | 0.256 (0.387) |
| 2009년 | 0.418 (0.429) | 0.200 (0.334) | 0.704 (0.447) | -0.017 (0.449) | -0.785* (0.414) |
| 2010년 | 2.102*** (0.475) | -0.0063 (0.255) | 0.839*** (0.382) | 1.0588*** (0.339) | 0.151 (0.382) |

주: 1) 각 범주별 점수를 종속변수로, 소득의 자연대수를 설명변수로 한 OLS의 계수값과 표준오차를 제시함.

2) ***는 1%, ** 5%, * 10%에서 유의.

이어서 만 3세와 4세에 조사된 발달지표와 가구, 어머니, 아동특성, 기관이용 등 사이의 관계에 대해서 좀 더 자세히 살펴보자. <표 III-1-13>은 2011년과 2012년에 조사된 발달지표들과 주요 변수 사이의 관계에 대한 회귀분석 결과이다. 회귀분석의 주요 설명 변수들은 앞선 분석에서 이용된 변수들과 동일하지만 소득대신에 아동에 대한 지출액을 설명변수로 이용했다는 점에서 차이가 있다. 가구 소득 자체보다도 아동에 대한 지출액이 발달지표와 더 깊은 관계가 있으리라는 판단에서 이 변수를 설명변수로 삼기로 했다.

종속변수로는 2011년에는 표현언어 및 수용언어능력 지표를 사용했으며 2012년에는 인지지표와 유아도형창의성 검사지표를 사용했다. <표 III-1-13>에 제시된 회귀분석 결과에서 다음과 같은 사실들을 발견할 수 있다.

우선 거의 모든 발달지표에서 여아들이 앞서 있음을 발견할 수 있다. 또한

대졸 어머니를 가진 아동들이 모든 발달지표에서 높은 값을 보이고 있다. 반면 아동에 대한 지출 자체는 통계적으로 유의하지 않거나 오히려 유의한 음의 값을 가지고 있다.

이는 남아들의 지적발달이 여아에 비해 늦다는 상식적인 사실을 확인해 주며 지출액 자체보다 중요한 것이 어머니의 양육방식일 수 있다는 사실을 보여준다. 물론 고학력 부모의 양육방식이 어떻게 다른지는 본 연구의 연구범위를 넘어서지만 향후 유아교육의 문헌에 대한 학습과 자료에 대한 추가적인 검토를 통해 더 많은 탐구를 해야 할 영역으로 생각된다.

한편 사교육이나 기관특별활동 변수는 몇몇 지표와 통계적으로 유의한 상관관계를 보이고 있다. 반면 기관을 이용하지 않는 아동들은 모든 지표에서 음의 계수값을 가지며 표현언어와 도형창의성 지표는 통계적으로 유의한 음의 계수값을 보인다. 이러한 결과들은 기관 선택 및 추가적인 활동이 아동의 언어 인지 발달에 긍정적인 영향을 줄 가능성이 높다는 사실을 확인해 준다.

〈표 III-1-13〉 가구특성 및 기관선택과 아동발달

| | 2011년 | | 2012년 | |
|----------------|----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | 표현언어 | 수용언어 | 인지 지표 | FCTYC 총점 |
| log(지출) | 0.0202 (0.0618) | 0.0211 (0.312) | -0.284 (0.199) | -1.664** (0.723) |
| 모 대졸 이상 | 1.071*** (0.169) | 2.922*** (0.853) | 0.765*** (0.208) | 2.926*** (0.753) |
| 여아 | 0.417** (0.164) | 2.216*** (0.831) | 0.907*** (0.199) | 2.379*** (0.728) |
| 출생순서 | -0.636*** (0.119) | -0.194 (0.601) | -0.136 (0.148) | 0.230 (0.530) |
| 사교육 | 0.468** (0.182) | 1.815** (0.918) | 0.329 (0.204) | 1.450* (0.742) |
| 기관특별활동 | -0.0608 (0.178) | 2.191** (0.899) | 1.114** (0.525) | 1.566 (2.235) |
| 기관이용 무 | -1.560*** (0.559) | -4.491 (2.864) | -1.103 (2.878) | -3.747* (2.180) |
| 관측치 수 | 1,426 | 1,422 | 841 | 1,383 |
| R ² | 0.063 | 0.021 | 0.050 | 0.024 |

주: 상수항 생략. 괄호 안은 표준오차 값이며 ***는 1%, **는 5%, *는 10%에서 유의.

도형창의성 검사의 세부 지표에서도 유사한 현상이 발견된다. <표 III-1-14>에서도 나타나듯이 여아의 경우 높은 지표값을 보이고 있으며 소득보다는 어머니의 학력이 더 중요한 결정요인이라는 사실을 알 수 있다. 또한 사교육을 하는 아동들의 지표가 높으며 기관이용을 하지 않는 아동들의 지표값은 낮은 편이다.

이상의 여러 분석들은 일관되게 기관을 이용하지 않는 학생들이 여러 발달지표에서 낮은 값을 보이고 있다는 사실을 보여주고 있다. 이를 인과관계로 해석하기는 아직 이르다.⁸⁾ 또한 양육방식과 관련한 누락변수(omitted variable)의 문제도 있을 수 있다. 하지만 회귀분석에서 소득과 어머니의 학력이 통제되었다는 사실에 유념할 필요가 있다. 즉, 어머니의 학력이 낮고 아동에 대한 지출수준이 낮은 아동들끼리 비교해 보더라도 기관을 이용하는 경우가 더 나은 발달지표를 보인다는 점이다. 저소득계층에서 기관이용을 덜하고 있다는 사실과 연관 지을 때 교육비 지원을 통한 기관이용의 장려가 아동발달에 도움이 될 가능성을 보여주는 결과라고 해석할 수 있을 것이다.

<표 III-1-14> 가구특성 및 기관선택과 도형창의성 검사 영역별 지표 (2012년)

| | 유창성 | 창의성 | 개방성 | 민감도 |
|---------|----------------------|----------------------|---------------------|---------------------|
| log(지출) | -0.960*** (0.329) | -0.734*** (0.247) | 0.0357 (0.187) | -0.00651 (0.183) |
| 모 대졸 이상 | 1.339*** (0.343) | 0.982*** (0.257) | 0.307 (0.195) | 0.297 (0.191) |
| 여아 | 0.692** (0.332) | 0.312 (0.249) | 0.803*** (0.189) | 0.572*** (0.185) |
| 출생순서 | -0.253 (0.241) | -0.158 (0.181) | 0.398*** (0.137) | 0.243* (0.134) |
| 사교육 | 0.418 (0.338) | 0.445* (0.254) | 0.408** (0.192) | 0.180 (0.188) |
| 기관특별활동 | 0.774 (1.017) | 0.361 (0.764) | 0.194 (0.579) | 0.238 (0.566) |
| 기관이용 무 | -1.866* (0.992) | -0.928 (0.745) | -1.098* (0.565) | 0.145 (0.552) |
| 관측치 수 | 1,383 | 1,383 | 1,383 | 1,383 |
| R^2 | 0.020 | 0.017 | 0.026 | 0.012 |

주: 상수항 생략. 괄호 안은 표준오차 값이며 ***는 1%, **는 5%, *는 10%에서 유의.

8) 예컨대 역의 인과관계도 있을 수 있다. 유치원이나 학원을 다녔으로써 발달지표가 높아진 것이라기보다는 발달지표가 낮은 아동들이 기관이나 사교육을 선택을 하지 못하고 있을 가능성도 현 단계에서는 배제할 수 없는 것이다.

5. 결론

지금까지 “투입 → 과정 → 성과”라는 분석틀을 가지고 아동패널 자료 분석을 통해 가정환경이 아동 교육과 관련한 선택 및 지표로 나타나는 아동들의 발달과 어떤 관계를 맺는지를 살펴보았다. 그동안 경제학계의 주된 연구방향은 보육 및 유아교육 정책이 갖는 효과 중 출산율 제고나 기혼 여성의 노동시장 참여 제고에 주로 초점을 맞추어 왔으며 아동 발달에 대한 관심은 상대적으로 낮았다. 본 연구는 이러한 연구의 편향을 극복하고 아동에게 초점을 맞추어 정책을 평가하고 아동에게 더 나은 정책 방향을 모색하려는 초기 시도로 간주할 수 있을 것이다. 아동의 발달이라는 측면에 초점을 맞추어 갈 때 학제 간 연구의 가능성과 성과도 더 풍성해 지리라 판단된다. 물론 자료상 한계와 분석의 단순성으로 감안할 때 본고의 분석결과만으로 성급한 정책시사점을 도출하는 데에는 충분한 주의를 기울여야겠지만, “투입 → 과정 → 성과”라는 기본 틀을 활용한 분석으로부터 몇 가지 중요한 시사점과 향후 연구과제들을 발견할 수 있다고 생각된다.

우선 아동 발달에 있어 기관을 이용하고 정규교육 외 사교육 등에 참여하는 것이 그렇지 않은 경우에 비해서 적어도 몇 가지 지표상으로 나타나는 아동 발달과 정의 상관관계를 가진다는 사실이 확인된다. 즉, 기관 이용을 장려하는 유아교육비 지원 정책의 필요성이 충분히 인정된다고 할 수 있다. 물론 향후 어떤 활동과 어떤 발달지표가 상관관계를 가지는지에 대한 추가적인 탐색이 필요할 것이다.

본 연구의 또 다른 중요한 발견 중 하나는 아동에 대한 지출액 자체가 발달 지표와 상관관계를 갖지는 않는다는 점이다. 지출액의 크기보다 어머니의 학력이 통계적으로 유의한 관계를 갖는다는 사실도 중요한 시사점을 준다. 단순한 지출액 증가보다 아동들에게 유익한 활동이 무엇인지를 찾으려는 노력이 더 중요하다는 의미로 해석할 수도 있다. 또한 성공적인 부모, 성공적인 교육 기관의 특성에 대한 탐구도 필요할 것이다.

기관을 이용하는 아동들이나 사교육 받는 아동들이 전반적으로 높은 발달지표값을 보인다는 사실도 주의하여 해석해야 할 것이다. 분명 아동들에 대한 이런 개입은 필요한 것으로 보인다. 아동들, 특히 불리한 여건들에 놓인 아동들에게 이런 개입을 하고 그들이 기관을 이용할 수 있도록 하는 노력은 필요할 것

이다. 또한 정부의 지원은 기관 이용률을 높이는 성과를 낳았음도 확인된다. 하지만 본고에서 살펴본 바와 같이 정부의 지원을 받는 아동들은 여전히 교육기회라는 측면에서 고소득, 고학력 부모 가정에 비해서는 여전히 열악한 여건에 있는 것이 사실이다. 사교육을 받을 가능성이 낮으며 정규교육 활동도 주로 정규교육 기관 내의 특별활동에 머무르고 있는 것으로 파악된다.

물론 교육격차를 줄이는 노력이 필요하다고 해서 아동 사교육까지 정부가 책임질 수는 없으며 유아 사교육을 규제할 필요도 없을 것이다. 따라서 정부의 정책은 불리한 여건의 아동들이 질 높은 정규교육과 정규교육 기관의 특별활동에 참여할 수 있는 여건을 마련하는데 초점을 맞추어야 할 것이다. 그러기 위해서는 유아교육비 지출 여력이 낮은 계층에 대한 지원을 늘릴 필요가 있으며 아동 연령에 따른 교육요구에 부응하는 차등지원도 필요할 것으로 생각된다. 즉, 단순한 지원확대를 넘어서 소득과 아동 연령을 반영하는 차등지원의 설계에 대해 진지하게 고민해 보아야 하리라 생각된다.

참고문헌

- 기획재정부(2013). 2013년 중기재정계획 교육분야보고서.
- 김진영·김성태(2013). 사회통합을 위한 교육정책 과제. *응용경제*, 15(2). 61-106.
- 이경옥(2012). 육아지원기관 이용에 따른 어머니의 특성 비교. 제3회 한국아동패널 학술대회 발표논문자료집.
- 홍경준·최봉제·주은선·김민성(2013), 보육시설 이용, 보육의 질과 보육비 지원, *재정학연구*, 6(3), 87-128.
- Coleman, J. S., Campbell, E. Q., Hobson, C. J., McPartland, J., Mood, A. M., Weinfeld, F. D., & Robert, L. York. (1966). *Equality of Educational Opportunity*. Washington. D.C: U.S Government Printing Office.
- Currie, J., & Almond, D. (2011). Human capital development before age five. *Handbook of labor economics*, 4, 1315-1486.
- Heckman, James J. (2007). The Economics, Technology and Neuroscience of Human Capability Formation. *Proceedings of the National Academy of Sciences*. 104. 13250-13255.

자녀에 대한 초기투자의 성별 격차와 엄마의 노동공급

우석진 (명지대학교 경제학과 교수)

1. 서론

OECD(2014)의 조사에 따르면 우리나라의 노동시장에서는 여전히 37% 정도의 임금격차가 존재하고 있는 것으로 보인다. 이러한 격차의 크기는 OECD의 남녀 임금격차 통계를 확인할 수 있는 2000년부터 2012년까지 13년간 줄곧 가장 높은 수준이었다. 2000년 40.4%이었던 것이 소폭 하락하여 2012년에는 37.4%까지 하락하였지만 여전히 큰 폭의 임금격차가 존재하는 것은 사실이다. 남녀 간의 격차는 임금뿐만 아니라 경제활동참가율, 직업의 선택, 생애 상의 경력의 선택 등 다양한 형태로 유지되고 있다.

이러한 격차의 존재는 다양한 요인으로 설명할 수 있다. 먼저, 노동시장에서의 성별에 따른 차별(discrimination)로 인한 결과로 볼 수 있다. 예컨대, 성별에 따라 연차별 보상을 다르게 적용하는 경우 입직 과정에서는 임금이 동일했으나 시간이 지남에 따라서 임금격차가 발생했을 가능성이 있다. 또한, 업무 배정에 있어 높은 숙련기술이 필요하지 않은 저숙련 노동에 여성을 차별적으로 배치하는 경우에도 인적자본 축적의 질적 차이를 인해서 임금격차가 지속적으로 발생할 가능성이 있다. 차별적인 임무할당의 결과로 여성의 경우 고숙련 노동에 적합한 인적자본을 축적할 수 없기 때문에 임금이 낮아지게 된 결과일 수 있다. 둘째, 노동시장에 차별적인 요소가 전혀 없음에도 불구하고 저숙련 인적자본을 가지고 있는 저임금 여성 노동자가 남성에 비해 선택적으로 좀 더 많이 노동시장에 참여했을 경우에도 이러한 임금격차가 관측될 수 있다. 이러한 이유로 임금격차가 발생하는 것이라면 노동시장으로의 자기선택(self-selection)을 고려하면 이러한 격차는 상당 부분 감소할 가능성이 있다.

물론 이러한 인적자본 축적의 차이 자체가 일종의 차별의 결과일 수도 있다.

예컨대 부모의 성별 선호(gender preference)에 의해 생애주기 초기부터 차별적인 투자를 받았을 가능성이 있다. 대개 생애주기 상 초기의 인적자본에 대한 투자에 대한 결정은, 즉 교육은 본인이 직접 하기보다는 부모와 같은 주양육자가 대신 투자결정을 하게 된다. 가구가 가지고 있는 자원은 유한하기 때문에 자녀의 숫자가 늘어나면 각 자녀에게 돌아가는 몫은 그만큼 작아질 수밖에 없다. 이른바 양-질의 상충관계(quantity-quality trade-off)가 발생하게 된다(Becker, 1981). 많은 실증연구들이 또한 자녀수와 자녀들의 교육수준이 서로 연관이 있음을 보여주고 있다(Black, Devereux, & Salvanes, 2005, 2010; Deschenes, 2007; Hanushek, 1992, Mogstad & Wiswall, 2010). Mogstad와 Wiswall(2010)의 경우 기존 자녀에서 한 명의 자녀가 추가적으로 더해졌을 경우 자녀수가 많은 가정의 교육투자 수준이 전반적으로 낮아진다고 주장하였다. 반면 Black 외(2005)의 경우 출생순서(birth order)를 적절히 통제하고 나면 자녀에 대한 교육투자에 있어 가구의 규모의 효과는 없어진다고 주장하였다.

가구의 자원은 유한하기 때문에 부모가 자녀의 성별에 대한 선호를 강하게 가지고 있다면 이는 자녀의 교육에 대한 투자의 형태로 나타나게 될 것이다. 예컨대 부모가 아들에 대한 강한 선호를 가지고 있고 아들에 대한 교육투자를 딸에 비해 우선시 한다면, 남자 형제가 있는 딸에 대한 교육투자는 낮아질 것을 쉽게 예측할 수 있다. 반대로 여자 형제가 있는 아들의 경우에는 좀 더 높은 수준의 교육투자를 받을 것이다. 물론, 이러한 예측이 실증적으로 입증된 것은 아니다. 예컨대 Butcher와 Case(1994)의 경우 미국의 1920-1965년 자료를 분석하여 형제가 아닌 딸의 경우 자매가 있을 경우보다 6개월 정도 교육투자를 좀 더 받고 있음을 발견하였다. Conley(2000)의 경우에는 반대로 남자 형제가 있는 경우 딸들의 교육성취가 낮아진다는 사실을 발견하기도 하였다.

하지만 이러한 연구들은 자녀가 태어난 이후에 많은 것들이 실현된 이후에 발생한 투자를 대상으로 하고 있다. 따라서 자녀에 대한 차별적인 교육투자가 성별 선호의 차이 때문에 발생한 것인지 아니면 자녀의 실현된 특성 때문에 이를 보상하기 위한 투자의 결과인지를 구분할 수 없다. 특히, 자녀의 특성이 충분히 관측된 것이 아니라면 이러한 문제는 좀 더 심각해진다. 예컨대, 딸들은 초기 발달이 빠르게 진행되어 학업성취도가 높은 반면에 아들들은 상대적으로 떨어져 이를 보충하기 위해 아들을 위해 추가적인 교육투자가 이루어진다면 이는 자녀의 성별에 따른 선호에 의한 결과가 아니라 자녀의 생물학적 차이 때문

에 발생한 초기 인지발달의 결과를 보완하기 위한 결과이다. 따라서 부모의 자녀 성별에 대한 차별 여부의 존재를 위해서는 이러한 자녀의 특성들이 실현되기 이전의 투자 결정을 살펴보는 것이 필요하다.

자녀가 출생한 이후 가장 먼저 이루어지는 부모로부터의 투자 중의 하나는 모유수유라고 볼 수 있다. 모유 수유는 산모가 직접 제공해야 하기 때문에 출산 모의 기회비용이 발생하게 된다. 그리고 모유 수유의 장점은 이미 의학적으로나 상식적으로 잘 알려져 있다. 이러한 점에 착안하여 모유 수유와 자녀 성별에 대한 선호를 규명한 연구가 Jayachandran와 Kuziemko(2009, 이하 JK)의 연구이다. JK는 인도의 경우에 대해서 분석을 하였으며 모유 수유가 가지고 있는 특징 중 피임의 역할을 중요한 기제로 분석하였다. 인도의 경우 다른 선진국처럼 출산을 통제할 수 있는 피임기구가 잘 보급되어 있지 않아 모유수유를 자연피임의 하나로 사용하고 있다. 모유수유를 하고 있는 동안에는 임신이 잘 되지 않는다는 점을 이용한 것이다. 예컨대, 부모가 남자 아기에 대한 선호를 가지고 있는 경우, 첫째 자녀로 여자 아이를 출산한 경우 이후의 추가적인 출산을 위해 모유수유 하는 기간이 짧아지는 경향을 발견하였다. 반면, 남자 아이를 출산하였을 경우에는 추가적인 출산의 욕구가 낮아지기 때문에 모유수유를 길게 하는 경향이 있음을 실증적으로 보였다. Chakravarty(2012)는 JK의 발견과 유사한 현상을 아프리카 국가들에서 발견하였다. 무엇보다도 모유수유에 있어서의 성별 차별 때문에 매년 45,000명 정도의 여자 아기가 사망하고 있다고 주장하였다.

우리나라의 경우, JK의 메카니즘을 적용하는데 한계점이 명확하다. 무엇보다도 좀 더 좋은 피임기구들이 저렴한 가격에 쉽게 구할 수 있기 때문에 굳이 모유수유를 자연피임의 일환으로 사용할 필요가 없어 JK가 사용했던 모유수유의 기제가 존재할 가능성이 낮다. 더군다나 산모들의 교육수준도 높아 모유수유가 태아의 건강에 장기적으로 긍정적인 역할을 한다는 사실도 잘 알려져 있어 가능한 한 길게 모유수유를 하려는 경향도 존재한다.

대신 본 연구에서는 문헌에서 아직 검토되지 않았던 자녀에 있어서 초기투자의 성별격차가 나타날 수 있는 다른 메카니즘을 제시하고자 한다. 우리나라 워킹맘의 경우 출산 동안에는 출산휴가를 사용할 수 있지만 모유수유를 이어가기 위해서는 가능하다면 육아휴직을 최소한 6개월에서 1년 정도 사용하여야 한다. 우리나라의 경우 개선되기는 하였지만 육아휴직을 아직까지는 마음대로 사용할 수 있는 직장 분위기가 조성되어 있지는 못하다. 더군다나 육아휴직 기간

동안에는 원래 받던 임금의 일정 부분만을 받을 수 있기 때문에 기회비용도 발생하게 된다.⁹⁾ 물론 출산휴가 이후에 직장으로 복귀하고 유축기 등을 이용하여 모유수유를 이어나갈 수도 있지만 이 또한 매우 제한적일 수밖에 없다.

이러한 상황 하에서 본격적인 모유수유를 진행하기 위해서는 엄마를 통해 발생하게 되는 기회비용은 작지 않다. 모유수유가 장기적으로 자녀의 면역체계 등을 포함한 건강에 긍정적인 영향을 준다는 믿음 하에서 자녀의 성별에 대한 선호가 존재하고 선호하는 성별의 자녀에 좀 더 많은 투자를 원한다면, 엄마의 경제활동참가 여부에 따라 모유수유 기간에서 차이가 발생할 것이다. 즉 검정가능한 함의(testable hypothesis)를 제공해준다.

본 연구의 목적은 워킹맘의 자녀 성별에 따른 모유수유기간이 차이를 검정함으로써 한국에서 자녀의 성별에 대한 선호차이가 존재하는지 여부를 살펴보는 것이다. 이를 위해 본 연구에서는 아동패널 자료를 이용하였다. 아동패널은 출생에 대한 정보, 출생 시의 신장 및 몸무게의 특징, 모유수유 기간, 부모의 특성 등에 대한 광범위한 정보를 가지고 있어 본 연구에 적합한 자료라고 판단하였다.

2. 모유수유의 중요성

모유수유의 중요성은 과학적인 연구를 포함해서 다양한 매체를 통해서 알려졌다. 예컨대 WHO(2007)의 경우 모유수유가 영아에게 줄 수 있는 다양한 장점들을 열거해 놓고 있다. 미국 소아과협회(American Academy of Pediatrics)에 따르면 모유수유는 태아의 일반적인 건강, 성장과 발달에 매우 긍정적인 영향을 미치는 것으로 보고 있다. 어렸을 때 모유수유를 하지 않은 아기의 경우 급성 및 만성 질환의 위험에 좀 더 노출되는 경향이 있음을 여러 연구를 통해서 알려지고 있다. 예컨대, 호흡기 감염, 중이염 등의 귀의 감염, 균혈증, 뇌수막염, 보툴리눔독소증, 전장염 등에 감염될 위험이 좀 더 높다고 알려져 있다.¹⁰⁾

반면 모유수유를 한 아기의 경우 면역성이 강화되는 것으로 알려져 있다. 또한 질병 감염확률도 낮아진다. 특히, 영아급사증후군의 확률도 유의하게 낮출 수 있다고 알려져 있다. 좀 더 장기적으로 보면, 당뇨병, 정신건강, (아동)비만,

9) 2014년 현재 임금의 40%를 받을 수 있으며 하한은 50만원, 상한은 100만원이다.

10) Horta, Bahl, Martines, Victora (2007). Evidence on the long-term effects of breastfeeding: systematic reviews and meta-analyses. Geneva, Switzerland: World Health Organization.

아토피를 포함한 피부 알레르기 등의 발생확률도 분유를 먹은 아이에 비해 모유를 먹은 아이가 현저히 낮다고 알려져 있다.

3. 식별전략과 추정모형

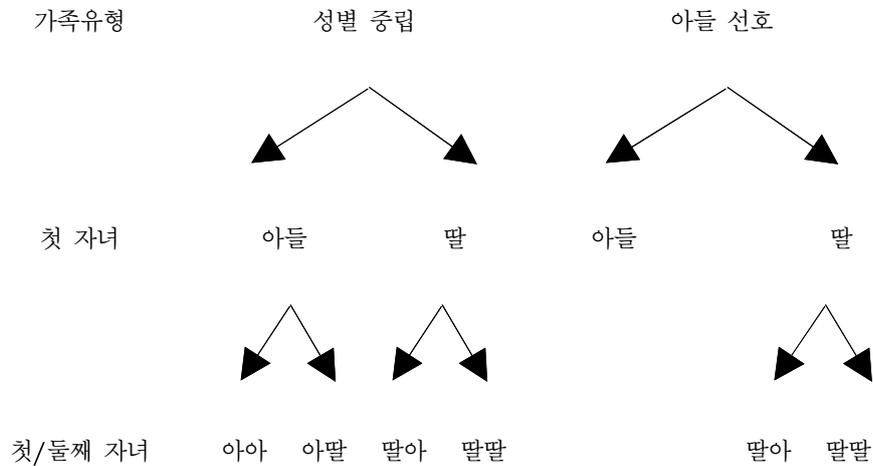
가. 식별전략

모유수유에 있어 성별 격차가 존재하는지를 검정하는 실증모형은 Bharadwaj, Dahl과 Sheth(2013, 이하 BDS)을 따라서 아래와 같이 설정하였다.

$$(1) \quad y_i = \alpha + \beta Female_i + \theta X_i + \epsilon_i$$

위의 식(1)의 β 의 추정치가 일치추정량(consistent estimate)이 되기 위해서는 적어도 다음과 같은 조건을 만족시켜야 한다. 첫째, 자녀의 성별(딸인지 여부)과 부모의 특성 사이에 체계적인 관계, 즉 상관관계가 존재해서는 안 된다. 하지만, Almond와 Edlund(2007)는 나이가 든 여성의 경우에는 젊은 여성에 비해 딸을 낳을 확률이 좀 더 높은 경향을 발견하여 엄마의 특성과 자녀의 성별과는 어느 정도의 상관관계가 존재할 수 있다. 둘째, 부모가 자녀 성별에 따른 선택적 낙태를 해서는 안 된다. 아동패널 조사 당시에는 자녀 성별 검사를 하고 낙태를 하는 것 자체가 불법이었기 때문에 적어도 표면적으로 자녀 성별에 의해 낙태가 진행되고 있다고 볼 수는 없다. 하지만, 성비를 살펴보면 여전히 높은 편이고 출생 순위별 지역별 성비가 높은 지역이 존재한다. 마지막으로 앞 자녀의 성별에 따라 이후 출산 여부에 대한 결정을 하지 않아야 한다. 아들에 대한 선호가 있어 아들을 낳을 때까지 출산을 하는 경우가 이에 해당한다. 아래 그림 1과 같이 자녀 성별에 중립적인 가구와 아들을 선호하는 가구가 섞여 있는 경우를 생각해보자. 성별중립인 가구와 성별 선호(특히 아들)가 2자녀까지 출산하는 경우이다. 성별 중립인 가구는 첫 자녀를 공정한 확률로 아들 혹은 딸을 낳고 두 번째 자녀 역시 공정한 확률로 자녀가 태어날 것이다. 그러면 아들/아들, 아들/딸, 딸/아들, 딸/딸로 자녀가 구성이 될 것이다. 가구 중에 일정 부분이 아들을 선호하여, 아들이 태어날 때까지 출산을 하게 되는 이른바 아들에 기반한 출산 정지 규칙(son-based stopping rule)을 갖고 있다고 해보자. 이 경우 첫

자녀가 아들인 경우에는 출산을 멈추게 된다. 하지만 첫 자녀가 딸인 경우는 아들을 낳기 위해서 두 번째 자녀까지 출산을 이어가게 되고, 공정한 확률로 딸/아들 혹은 딸/딸로 자녀가 구성이 된다. 이렇게 출산이 진행되면 2자녀로 구성된 가구들 중에는 성별 중립인 가구가 실제 모집단의 구성보다 과다하게 대표되게 된다. 이런 경우 성별 격차를 추정하는 추정치가 과소추정 될 가능성이 있다.



[그림 III-2-1] 성별중립 가구와 아들 선호 가구의 자녀 구성 패턴 (BDS, 2013: 6)

좀 더 나아가서 가구별로 1단위의 자원을 보유하고 있고, 이를 자녀의 교육 투자에 사용하는 경우를 생각해 보면 어떤 방향으로 편이가 발생할 것인지를 가늠해 볼 수 있다. 이를 위해, 성별 중립적인 가구는 아들과 딸에 균등하게 투자를 하고 아들을 선호하는 가구는 극단적으로 모두 자원을 아들의 교육에만 투자한다고 가정해 보자. 첫 번째 자녀로 한정되었을 경우 딸은 평균적으로 0.25단위의 교육투자를 받는데 반해, 아들은 약 0.75의 교육투자를 받게 되어 성별 격차는 -0.5가 된다. 이번에는 분석 대상을 모든 아들 및 딸로 확대하게 되면 성별 격차는 약 -0.38을 얻게 된다. 이는 장녀 및 장남만을 대상으로 하였을 경우보다 작아지게 된다. 즉, 성별 중립적인 가구가 과대 대표되어 성별격차가 과소추정

된 것이다.

BDS(2013)의 경우, 이러한 표본선택에 따른 성별격차의 불일치성을 극복하기 위해 첫째 자녀에 국한하여 분석할 것을 제안하고 있다. 첫 자녀의 경우 굳이 성별에 의한 낙태를 진행할 가능성이 낮을 뿐만 아니라 표본의 구성 상 앞 자녀 성별에 따른 출산결정의 가능성도 낮아 성별 격차의 추정치에 편의가 발생할 가능성이 낮기 때문이다. 본 연구에서도 동일한 식별 전략을 사용하였다. 자녀의 출산 순서가 첫 번째인 자녀에 국한하여 모유수유에 있어서 성별격차가 존재하는지를 통계적으로 검정하였다.

나. 계량모형

모유수유에 있어서의 성별 격차를 추정하기 위해 생존분석을 이용하였다. 아동패널은 4·5년간 추적해온 패널 자료이기 때문에 모유수유 기간에 있어서 우측 절단(right-censoring)이 발생할 가능성은 그렇게 높지 않다. 하지만 모유수유 기간은 전형적으로 쌍봉(bi-modal) 분포를 가지고 있어 정규분포를 암묵적으로 상정하는 일반적인 회귀모형으로 분석하는 것은 부적절하다. 또한 모유수유 기간은 최소한 0의 값을 갖는데 반해 일반적인 회귀모형은 음의 무한대에서 양의 무한대까지의 값을 갖을 수 있다는 가정을 하고 있기 때문에 모유수유 기간에서 성별 격차가 얼마나 발생하는지를 분석하기에는 부적절하다. 대신 본 연구에서는 생존분석을 이용하여 이러한 단점을 보완하였다.

본 연구에서는 자녀에 대한 수유기간을 생존분석의 대상이 되는 지속기간(duration)으로 정의하고, 그 지속기간의 종결에 관한 위험률에 다수의 설명변수, 특히 자녀의 성별이 어떠한 영향을 미쳤는지 분석하였다. 앞에서 정의한 모유수유 기간을 확률변수 T 로 표시하자. 생존분석의 궁극적인 분석 대상은 확률변수인 지속기간 T 및 그 분포이지만, 통상 응용에서는 지속기간 T 의 위험률에 집중하여 분석하게 된다.

위험률 또는 위험률 함수 $h(t)$ 는 식 (2)과 같이 지속기간 T 가 시점 t 까지 유지되었을 때, 그 순간 당장 그 지속기간이 종결될 확률적 강도(probabilistic intensity)로 정의된다.¹¹⁾¹²⁾

11) 위험률, 위험률 함수 등을 호환하여 사용하며, 영문용어에서도 hazard, hazard rate, hazard function, hazard rate function 등을 호환적으로 사용한다.
12) 지속기간 T 의 분포에서 위험률함수 $h(t)$, 생존함수 $S(t)$, 확률밀도함수 $f(t)$, 누적분포함

$$(2) \quad h(t) = \lim_{\Delta \rightarrow 0} \frac{\Pr[t \leq T < t + \Delta \mid t \leq T]}{\Delta}$$

생존분석에서 대표적인 비모수 방법론인 Kaplan-Meier 기법은 설명변수가 없는 비조건부 위험률 $h(t)$ 를 시간 t 만의 함수로서 비모수적으로 추정하는 방법론이다. 반면, Cox의 PHM에서는 조건부 위험률 $h(t;x)$ 를 시간 t 만의 함수인 기저위험률 $h_0(t)$ 와 설명변수가 포함되는 $\exp(x'\beta)$ 의 곱으로 표현하여, $h_0(t)$ 와 무관하게 계수 β 에 대한 일치추정량을 얻는 방법론이다. 이를 위해 Cox(1972, 1975)는 부분우도(partial likelihood) 기법을 사용하였다. 하지만, 컴퓨터의 계산 능력이 고도로 발달된 현대에는 $h_0(t)$ 에 대한 추정을 포기할 이유가 없다. 이에 $h_0(t)$ 를 적절히 설정하여 MLE 기법으로 $h_0(t)$ 와 계수 β 를 모두 추정할 수 있다.

4. 예비분석 및 분석결과

가. 예비분석

아동패널에 포함된 아기의 특성을 살펴보자.

〈표 III-2-1〉 출생시 영아의 신체적 특성

| 단위: %, Kg, cm | | | |
|---------------|------|---------|-------|
| | 성별 | 몸무게(kg) | 키(cm) |
| 여성 | 0.51 | 3.2 | 49.79 |
| 남성 | 0.49 | 3.31 | 50.59 |
| 총계 | | 3.26 | 50.19 |

자료: 아동패널 1차.

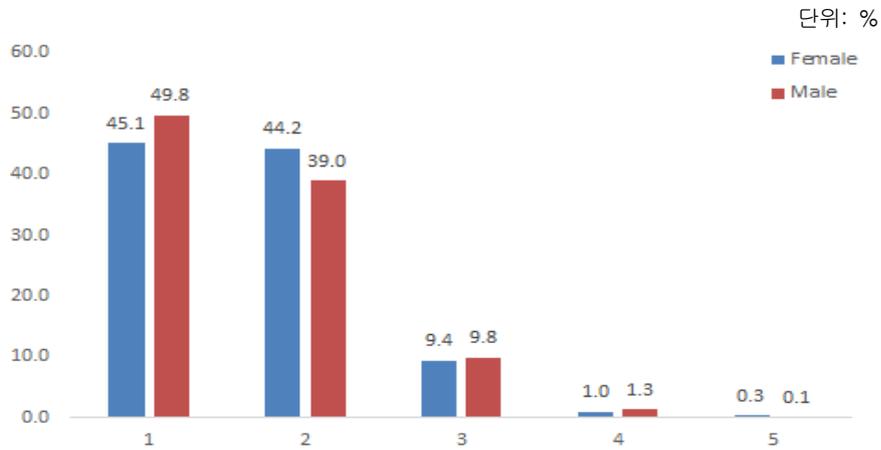
먼저 아기의 성별의 경우 남자 아기가 1059건으로 약 49%이고, 여자 아기가 1091건으로 약 51%를 차지하고 있었다. 아기의 몸무게는 평균 3.26Kg이었고, 남

수 $F(t)$ 등은 모두 유일하게 정의되며, 다음과 같은 관계를 갖는다.

$$h(t) = \frac{f(t)}{1-F(t)} = \frac{f(t)}{S(t)}$$

자 아기는 약 3.31Kg으로 여자 아기의 3.2Kg 보다 약간 무거웠다. 키의 경우 남자 아기는 50.6cm, 여자 아기는 49.8cm로 남자 아기가 약간 키가 컸으나 유의한 차이는 아니었다.

표본에 포함된 영아의 출산 순서를 살펴보자. 표 2에 따르면 첫째가 48%, 둘째가 42%, 셋째 이상이 나머지 10% 정도이다. 이를 다시 성별로 나누어보면, 남자 아기의 경우 장남이 50%로 절반 정도이고 둘째가 39%를 차지하고 있다. 여자 아기의 경우에는 장녀가 약 45% 비중을 차지하고 있었고 차녀가 44%로 차남보다는 약간 높은 수준이었다.



주: x-축은 출생순위를 나타낸다. 자료: 아동패널 1차.

[그림 III-2-2] 성별 출산순서의 비중

<표 III-2-2> 성별 출산순서의 분포

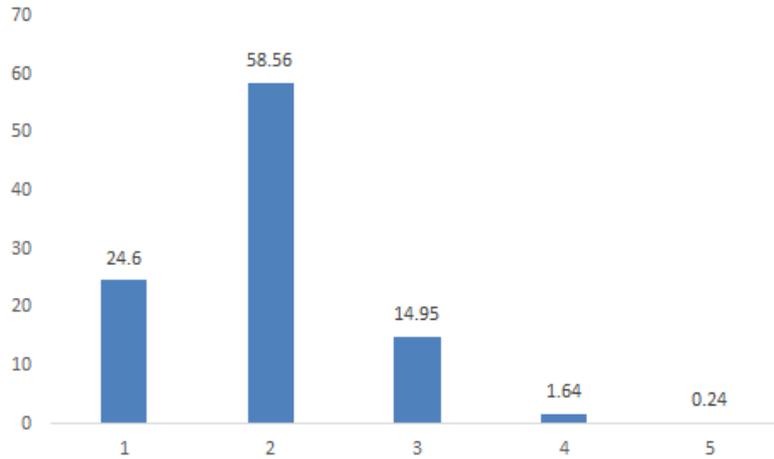
| 출생순위 | 여성 | 남성 | 총계 |
|------|------------|------------|------------|
| 1 | 458(45.12) | 526(49.76) | 984(47.49) |
| 2 | 449(44.24) | 412(38.98) | 861(41.55) |
| 3 | 95(9.36) | 104(9.84) | 199(9.6) |
| 4 | 10(0.99) | 14(1.32) | 24(1.16) |
| 5 | 3(0.3) | 1(0.09) | 4(0.19) |
| 총계 | 1,015(100) | 1,057(100) | 2,072(100) |

자료: 아동패널 1차.

이번에는 부모가 기대하고 있는 자녀수에 대해서 살펴보자. 엄마의 경우에는 대다수인 58.6%가 2명의 자녀를 기대하고 있었다. 24.6%는 1명의 자녀를 기대

하고 있었고, 15%는 3명의 자녀를 기대하고 있었다.

단위: %



자료: 아동패널 1차.

[그림 III-2-3] 엄마의 기대자녀수

<표 III-2-3> 엄마의 기대자녀수

단위: %

| 기대자녀수 | 관측 | 비중 |
|-------|-------|-------|
| 1 | 510 | 24.6 |
| 2 | 1,214 | 58.56 |
| 3 | 310 | 14.95 |
| 4 | 34 | 1.64 |
| 5 | 5 | 0.24 |
| 총계 | 2,073 | 100 |

자료: 아동패널 1차.

이번에는 엄마의 경제활동참가 여부에 대해서 살펴보자. 2,150명의 엄마 중에서 30.5%가 경제활동을 하고 있었으며 나머지는 전업주부이거나 학교에 다니고 있었다. 통계청 자료와 비교해보면 경제활동참가율이 다소 낮아 보이지만 출산 시기임을 감안했을 때 수용 가능한 수준으로 보인다. 이를 다시 성별 출생순서 별 연도별로 구분하여 살펴보자. 먼저, 첫 자녀인 경우 성별에 상관없이 32% 정

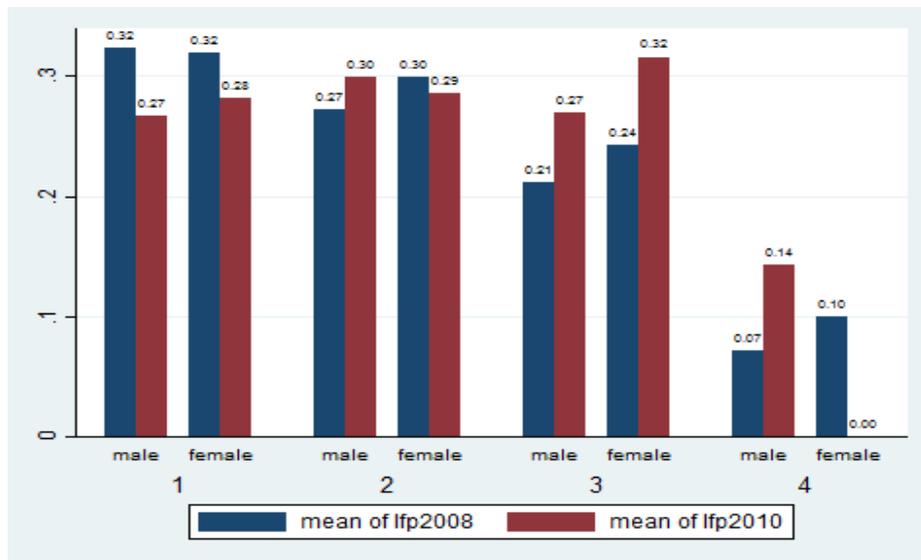
도의 수준을 유지하고 있다. 두 번째 자녀인 경우에는 성별이 여자인 경우에 경제활동참가율이 30%로 남자 아기인 경우의 27%보다 약 3%p 정도 높았다. 이러한 패턴은 셋째 자녀 이상에게도 유사하게 발견할 수 있다. 즉, 첫 자녀일 때를 제외하고는 출산 자녀가 딸일 경우 엄마가 경제활동을 유지할 가능성이 높다. 이와 같은 경제활동차가 패턴이라면 첫 자녀의 경우에는 모유수유에 있어서 성별 격차가 크게 나타나지는 않지만, 두 번째 자녀에서는 성별 격차가 나타날 가능성이 있다.

〈표 III-2-4〉 엄마의 경제활동참가여부

| | 관측수 | 비중 |
|---------|-------|-------|
| 경제활동비참가 | 1,494 | 69.49 |
| 경제활동참가 | 656 | 30.51 |
| 총계 | 2,150 | 100 |

단위: 명, %

자료: 아동패널 1차.



[그림 III-2-4] 성별 출생순서 별 경제활동참가

이번에는 모유수유 기간에 대해서 살펴보자. 모유수유 기간은 대체로 2년을

넘지 않는다. 대개는 6개월 정도 완전 모유수유 후에 분유 혹은 이유식을 병행하는 경우가 많다. 따라서 본 연구에서는 우측절단 가능성이 높은 1차년도 모유수유 기간에 대한 보고 변수 대신에 2차년도 변수를 이용하였다.

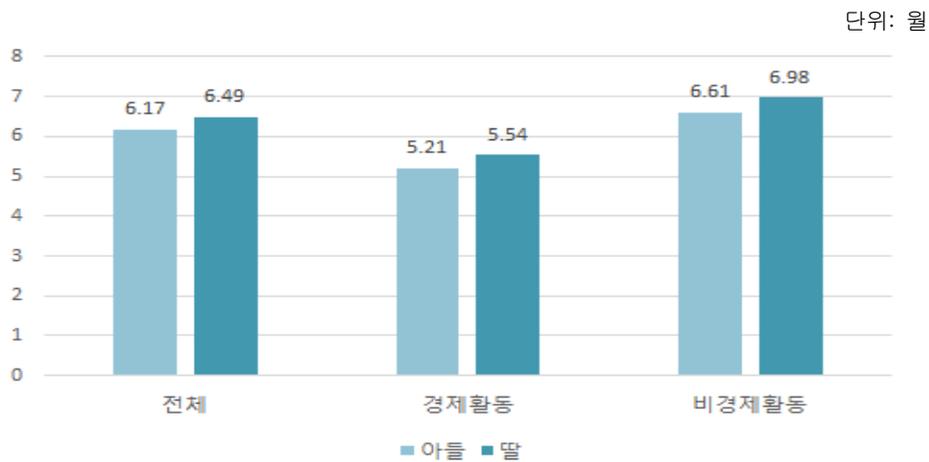
아동패널에서 관측된 엄마들의 경우 약 6.3개월 정도 모유수유를 하고 있었다. 이는 WHO가 제시하고 있는 1년보다는 상당히 짧다. 성별로 나누어서 보면 딸이 6.5개월로 아들의 6.2개월보다 약 0.3개월 정도 길었다. 경제활동 여부에 따라서는 경제활동을 하고 있는 엄마의 모유수유 기간은 5.4개월로 경제활동을 하지 않는 엄마의 모유수유기간 6.8개월보다 약 1.4개월 정도 짧았다. 즉, 경제활동 여부가 모유수유의 시간에 작지 않은 영향을 주고 있음을 확인할 수 있다. 경제활동 여부별 성별 격차는 여전히 0.3개월로 성별 격차보다는 엄마의 경제활동 여부가 모유수유 기간에 영향을 주고 있었다.

〈표 III-2-5〉 자녀 성별 모유수유 기간(전체)

단위: 월

| 성별 | 전체 | 경제활동 | 비경제활동 |
|----|------|------|-------|
| 아들 | 6.17 | 5.21 | 6.61 |
| 딸 | 6.49 | 5.54 | 6.98 |
| 총계 | 6.32 | 5.38 | 6.78 |

자료: 아동패널 1차-2차.



[그림 III-2-5] 자녀 성별 모유수유 기간

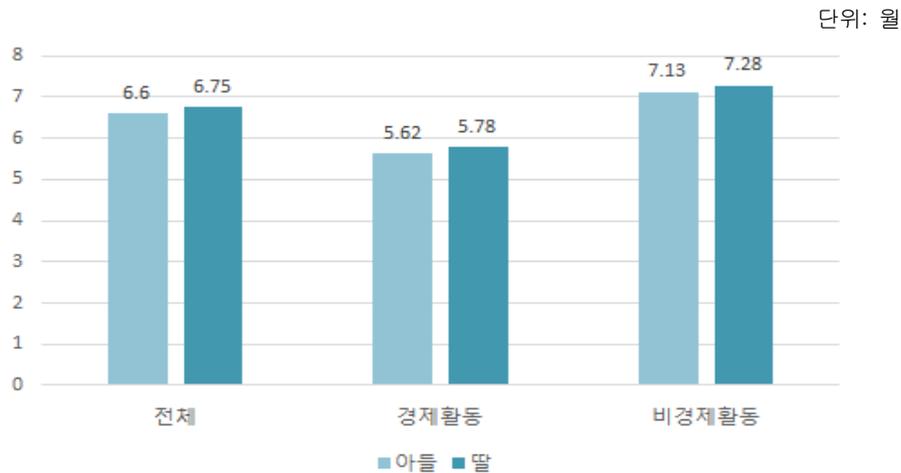
본 연구가 제시한 식별전략에 따라 첫 번째 자녀에 대해서만 국한했을 경우에는 자녀성별에 따른 격차는 0.1개월 정도로 줄어든다. 첫 자녀의 모유수유 기간은 6.67개월로 전체의 6.3개월보다 약 0.3개월 이상 길다. 즉, 첫 자녀인 경우 이후에 태어난 자녀들보다도 모유수유를 길게 가져가는 경향이 있었다. 성별 격차는 0.15개월로 딸의 경우가 아들의 경우보다 여전히 길었지만 격차의 규모는 전 자녀를 대상으로 했을 경우보다 상당히 축소되었다. 경제활동을 하고 있던 엄마의 경우 5.7개월 정도 모유수유를 하여 전체 자녀를 대상으로 하였을 경우보다 0.2개월 정도 길었다. 경제활동을 하고 있지 않은 엄마의 경우에는 모유수유 기간이 7.2개월로 전체 자녀의 경우보다 0.4개월 정도 길었다. 즉, 첫 자녀의 경우에는 다른 자녀들보다 모유수유 기간이 길되 비경제활동 엄마가 좀 더 길게 모유수유하는 경향을 발견할 수 있었다.

〈표 III-2-6〉 자녀 성별 모유수유 기간(첫 자녀)

단위: 월

| 성별 | 전체 | 경제활동 | 비경제활동 |
|----|------|------|-------|
| 아들 | 6.6 | 5.62 | 7.13 |
| 딸 | 6.75 | 5.78 | 7.28 |
| 총계 | 6.67 | 5.69 | 7.2 |

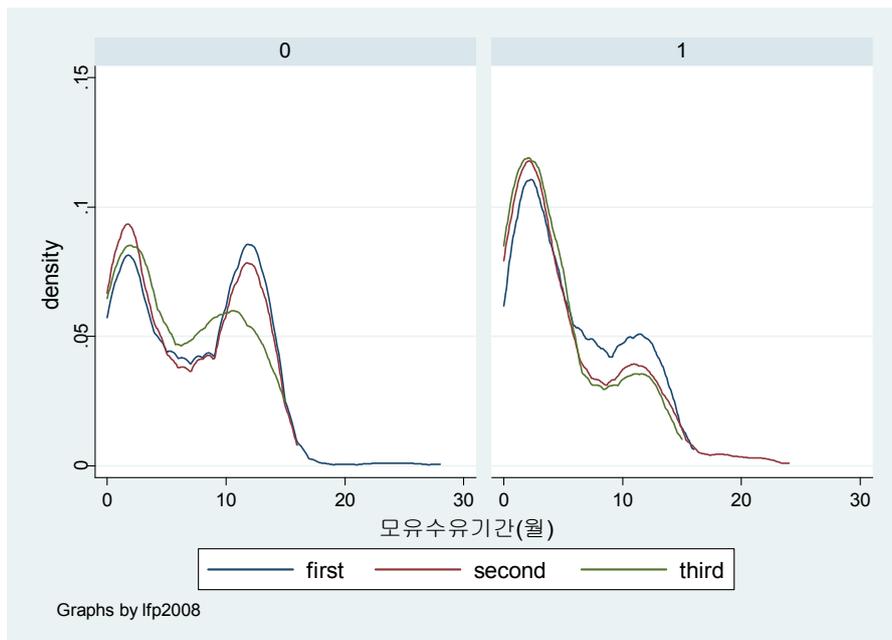
자료: 아동패널 1차-2차.



[그림 III-2-6] 자녀 성별 모유수유 기간(첫 자녀)

모유수유 기간의 분포를 좀 더 살펴보자. 아래의 그림이 보여주듯이 모유수유의 분포는 쌍봉분포를 가지고 있다. 모유수유를 시작하고 초창기에 첫 번째 봉우리가 있고, 12개월 즈음에 두 번째 봉우리를 가지고 있는 쌍봉분포의 모습을 보여주고 있다. 즉 모유수유는 출산 후 초기에 포기하는 엄마들이 많고, 모유수유를 하기로 결정한 엄마들은 1년 정도는 유지하는 것으로 보인다.

이를 경제활동참가 여부에 따라서 나누어 살펴보면, 경제활동을 하고 있는 엄마들의 경우 첫 자녀를 제외하고는 상당수가 모유수유를 단기간만 하는 경향이 있다. 첫 자녀의 경우에는 이후에 출산한 자녀들보다는 1년 정도까지 모유수유를 하는 비중이 높았다. 경제활동참가를 하고 있지 않은 엄마는 첫 자녀와 둘째 자녀 모두 1년까지 모유수유를 하는 비중이 낮지 않았다. 다만 세 번째 자녀의 경우는 모유수유 기간이 좀 더 짧다는 것을 확인할 수 있다.

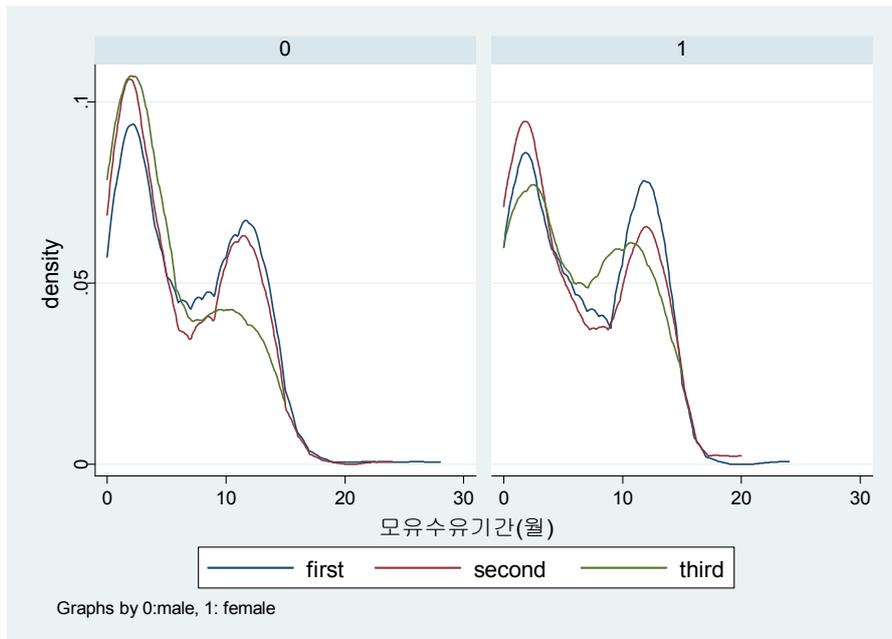


[그림 III-2-7] 경제활동참가 여부별 출산순서별 모유수유 기간의 분포

이를 다시 자녀의 성별에 따라 나누어보면 아들의 경우에는 딸의 경우와 비교해보았을 때 초기에 포기할 가능성이 좀 더 높은 것으로 보인다. 아들인 경우 모유수유 지속기간 초기에 최빈값이 위치하고 12개월 정도의 봉우리는 상대적

으로 낮았다. 딸인 경우 모유수유 지속기간의 분포가 12개월에도 상당히 분포하고 있어 좀 더 오랜 기간 동안 모유수유하고 있음을 알 수 있다.

이상의 모유수유 분포를 보면 모유수유 지속기간의 초기와 12개월 정도에 봉우리가 형성된 쌍봉분포(bi-modal distribution)를 갖고 있음을 알 수 있다. 모유수유 기간이 쌍봉분포를 가지고 있기 때문에 정규분포에 바탕을 두고 있는 일반적인 회귀분석은 모유수유 기간 결정모형에 적합하지 않음을 알 수 있다. 정규분포는 단봉분포(uni-modal distribution)이고 확률변수가 음의 무한대에서 양의 무한대까지 값을 가질 수 있기 때문이다. 반면 관측된 모유수유 지속기간의 분포는 쌍봉이고 양의 값만을 갖고 있다. 따라서 본 연구에서는 단순한 회귀분석 대신에 생존분석(survival analysis)을 이용하였다.

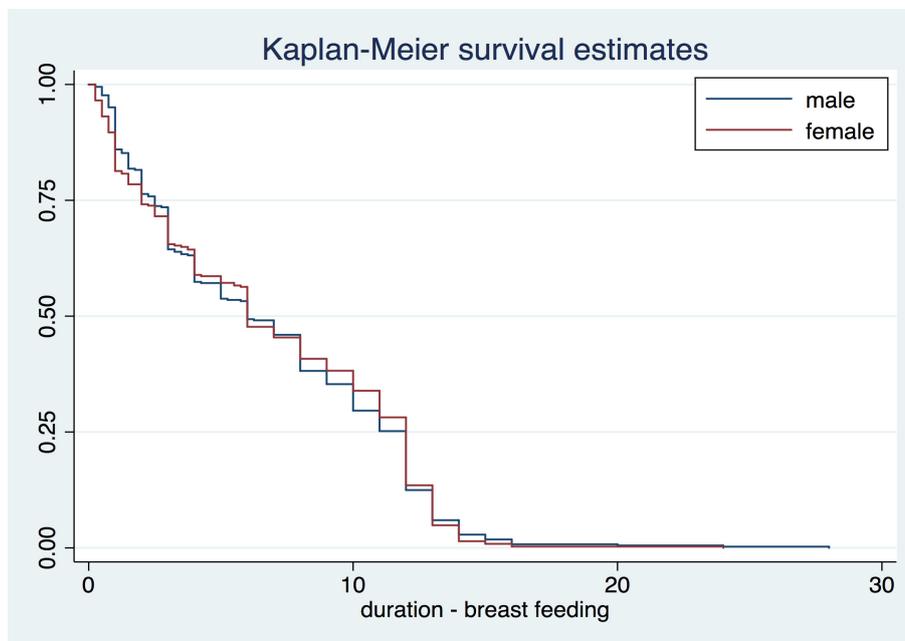


[그림 III-2-8] 성별 출산순서별 모유수유의 분포

나. 추정결과

아래의 그림은 위의 모유수유 지속기간을 이용하여 비모수적으로 성별 Kaplan-Meier 생존함수(survivor function)을 추정한 것이다. x-축은 모유수유의

지속기간을 나타낸다. 세로축은 생존, 즉 아직까지 모유수유를 하고 있는 엄마들의 비중을 나타낸다. 생존함수나 위험률의 모습에 대한 어떠한 가정도 하지 않았기 때문에 생존함수에 대한 비모수적 추정치가 된다. 처음 1-2개월 정도에서 모유수유를 포기하는 엄마가 급증하게 되고, 다시 12개월을 근처에서 생존률이 떨어지게 된다. 전체적으로 보면 16개월을 즈음하여 대부분의 산모가 더 이상 모유수유를 하지 않게 된다. 자녀의 성별로 나누어서 살펴보자. 초기에는 딸보다는 아들에게 모유수유를 하는 비중이 높다가 이후로 가면 이 패턴이 역전되어 7-8개월 정도부터는 딸에게 모유수유하는 비중이 아들에게 모유수유하는 비중보다 높아진다.



[그림 III-2-9] 자녀 성별에 따른 수유기간 생존함수 추정치 (Kaplan-Meier estimates)

모유수유에 있어서 성별 격차가 있는지 살펴보기 위해서 비례위험률 모형을 추정하였다. 모형은 다음과 같이 설정하였다.

$$(3) \quad h(t; F, lfp, z) = h_0(t) \exp(\beta_F F + \beta_{lfp} lfp + \alpha F \times lfp + z' \gamma)$$

여기에서 β_F 는 성별격차의 존재여부를, β_{ifp} 는 엄마의 경제활동참가에 따른 모유수유의 격차를, α 는 경제활동참가를 하는 엄마가 딸에게 추가적으로 모유수유를 하는 정도를 추정하게 된다. 추정된 계수는 해당 공변량이 위험률 함수에 미치는 한계적 효과를 추정한 것이다. 따라서 부호가 양수이면 위험률이 증가하게 되고, 이는 모유수유 기간을 단축시키게 됨을 의미한다. 추정결과는 아래 <표 III-2-7>에 정리되어 있다.

<표 III-2-7> 비례위험모형 추정결과

| | 생존분석: 모유수유기간(2009년) | | |
|-------------|-----------------------|----------------------|------------------------|
| | (1) | (2) | (3) |
| 딸=1 | 0.00137 (0.0919) | -0.0128 (0.0930) | 0.00034 (0.0948) |
| 경제활동참가=1 | 0.238** (0.107) | 0.247** (0.107) | 0.256** (0.110) |
| 딸X경제활동참가 | -0.00884 (0.155) | -0.0136 (0.155) | 0.00688 (0.159) |
| 엄마의 연령 | | -0.0698 (0.0885) | 0.0697 (0.111) |
| 엄마의 연령 제곱 | | 0.00114 (0.00142) | -0.00136 (0.00183) |
| 아빠의 연령 | | | -0.219* (0.114) |
| 아빠의 연령 제곱 | | | 0.00346** (0.00170) |
| 출생몸무게 | | -0.11 (0.0894) | -0.112 (0.0910) |
| 이상 자녀수와의 격차 | | | -0.0534 (0.0600) |
| 상수 | -2.000*** (0.0634) | -0.58 (1.376) | 0.94 (1.776) |
| 관측치 | 733 | 733 | 705 |

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

모형(3)을 중심으로 살펴보자. 생존함수 추정결과에 따르면 첫 자녀에 국한했을 경우 여자 아이인 경우 약간 수유기간이 짧아지는 경향이 있으나 통계적 유의성은 없었다. 최근에는 딸을 아들에 비해서 차별하는 경향이 거의 없고 오히려 딸을 선호하는 현상도 있기 때문에 이를 반영한 결과라고 생각된다.

모유수유의 격차는 엄마의 경제활동참가 여부가 매우 중요한 것으로 추정되

었다. 기저위험률을 상수, 즉 모유수유 지속기간이 지수분포를 따른다고 가정한다면, 경제활동참가를 하게 되면 모유수유 기간이 약 26% 감소하게 된다. 평균 수유기간이 6개월 정도라고 가정하면, 약 1.5개월 정도의 수유기간이 감소하게 된다.

한편, 과거 직장이 있었던 여성이 자녀의 특정 성별에 따라 좀 더 모유수유 기간이 길어지는지를 살펴본 결과, 자녀가 딸인 경우에 직장 여성이 좀 더 모유수유를 길게 하는 경향이 있지만 부호의 일관성과 통계학적 유의성은 결여되어 있었다.

5. 결론

본 연구는 생애초기의 인적자본에 대한 투자에 있어 성별 격차가 존재하는지를 실증적으로 분석하였다. 이를 위해 아동패널을 이용해 생존분석을 실시하였다. 추정결과에 따르면 최근에는 딸을 아들에 비해서 차별하는 관행은 최소한 모유수유에 있어서는 존재하지 않는 것으로 보인다. 이는 직접적인 기회비용을 지불해야 하는 워킹맘의 경우에도 마찬가지로 추정되었다. 출산모들 간 모유수유 기간에 격차가 발생하는 주된 이유는 부모의 성별에 대한 차별 때문이 아니라 출산모의 경제활동참가 여부였다.

이와 같은 발견은 최소한 최근에 들어서는 딸은 아들에 비해서 차별하여 아들에 좀 더 희소한 자원을 배분하는 관행은 과거와 다르게 상당부분 없어졌음을 알 수 있다(Ahn, 1995). 또한 정책적인 측면에서는 워킹맘의 육아휴직 기회를 실질적으로 보장하고 최소한 직장 내에서 모유수유가 가능하도록 시설과 제도를 갖추는 것이 이후의 양질의 건강 및 인적자본 축적을 위해서도 바람직한 정책이라고 판단된다.

참고문헌

- Ahn, N. (1995). Measuring the value of children by sex and age using a dynamic programming model. *The Review of Economic Studies*, 62(3), 361-379.
- Almond, D., & Edlund, L. (2007). Trivers - Willard at birth and one year: evidence from US natality data 1983 - 2001. *Proceedings of the Royal Society B: Biological Sciences*, 274(1624), 2491-2496.
- Becker, G. S. (1981). Altruism in the Family and Selfishness in the Market Place. *Economica*, 48, 1-15.
- Bharadwaj, P., Dahl, G. B., & Sheth, K. (2013). Gender Discrimination in the Family.
- Black, S. E., Devereux, P. J., & Salvanes, K. G. (2005). The more the merrier? The effect of family size and birth order on children's education. *The Quarterly Journal of Economics*, 120(2), 669-700.
- Black, S. E., Devereux, P. J., & Salvanes, K. G. (2010). Small family, smart family? Family size and the IQ scores of young men. *Journal of Human Resources*, 45(1), 33-58.
- Butcher, K. F., & Case, A. (1994). The effect of sibling sex composition on women's education and earnings. *The Quarterly Journal of Economics*, 109(3), 531-563.
- Chakravarty, A. (2012). *Gender Bias in Breastfeeding and Missing Girls in Africa: The Role of Fertility Choice* Mimeo.
- Conley, D. (2000). Sibship sex composition: Effects on educational attainment. *Social Science Research*, 29(3), 441-457.
- Cox, D. R. (1972). Regression models and life tables (with discussion). *Journal of the Royal Statistical Society*, 34, 187-220.
- _____ (1975). *Partial likelihood* *Biometrika*, 62(2), 269-276.

- Deschênes, O. (2007). Estimating the effects of family background on the return to schooling. *Journal of Business & Economic Statistics*, 25(3), 265-277.
- Hanushek, E. A. (1992). The trade-off between child quantity and quality. *Journal of political economy*, 100(1), 84-117.
- Horta, B. L., Bahl, R., Martines, J. C., & Victora, C. G. (2007). *Evidence on the long-term effects of breastfeeding: Systematic reviews and meta-analyses*. Geneva, Switzerland: World Health Organization.
- Jayachandran, S., & Kuziemko, I. (2009). *Why do mothers breastfeed girls less than boys? Evidence and implications for child health in India* (No. w15041). National Bureau of Economic Research.
- Mogstad, M., & Wiswall, M. (2010). *Testing the quantity-quality model of fertility: linearity, marginal effects, and total effects*. Working paper.
- OECD (2014). Economic Survey of Korea 2014.

IV. 건강·생리학적 접근과 적용

1. 출산 전후 산모의 우울과 스트레스가 자녀의 알레르기질환 발생에 미치는 영향

권지원 (분당서울대학교병원 소아청소년과 교수)·

홍수종 (서울아산병원 소아천식아토피센터장)

출산 전후 산모의 우울과 스트레스가 자녀의 알레르기질환 발생에 미치는 영향

권지원 (분당서울대학교병원 소아청소년과 교수)·
홍수중 (서울아산병원 소아천식아토피센터장)

1. 서론

가. 연구의 필요성 및 목적

천식, 알레르기비염, 아토피피부염 등 알레르기질환은 소아청소년 시기의 가장 흔한 만성질환으로 한국 아동을 포함해 전 세계적으로 알레르기질환의 발생은 증가하는 추세로 이로 인한 의료비 지출과 사회적 비용 또한 증가하고 있다.

2006년 초등학생 30,893명을 대상으로 한 전국적 조사에 의하면, 국내 알레르기질환의 진단유병률은 천식 7.6%, 알레르기비염 27.8%, 아토피피부염 27.9%였으며(Suh, Kim, Sohn, Kim, Kim, & Shin, 2011), 2009년 경인지역 학동전기 아동(만 5세)의 알레르기질환 진단유병률은 천식 10.6%, 알레르기비염 29.4%, 아토피피부염 32.3%였다(이주실·박중원·홍수중·조상현, 2010). 한편 국내 천식치료의 사회적 비용은 2005년 2조 1천억 ~ 4조 1천억 원 정도로 추정되었다(서울대 보건대학원, 2005).

Developmental Origins of Health and Disease(DOHaD)는 임신 또는 출생 초기의 상태와 환경인자가 성장 이후 건강 또는 질병 상태에 오랜 기간 동안 영향을 미칠 수 있다는 개념으로 알레르기질환에도 적용 가능한 가설이다. 출생 초기 환경인자가 천식발생에 미치는 영향의 예로, 지속성 천식의 가장 좋은 예측인자는 알레르겐에 대한 조기감작과 출생초기의 폐기능 저하 및 기도과민성으로 알려져 있는데, 미숙아 출생 자체가 아토피 성향보다 천식발생에 대한 영향이 더 크다는 연구도 있어 출생 초기 여러 환경인자가 질환발생에 영향을 미칠 수 있음을 시사한다.

출산 전후 산모의 우울은 자녀의 성장, 발달, 행동, 정신적 건강, 안전 등에 영향을 미치는 동시에 천식, 아토피피부염의 발생에도 관여한다고 알려져 있는데, 최근 국내 연구에 의해서도 임신 중 산모의 우울이 짧은 재태연령과 연관성이 있는 것이 밝혀졌으며, 학동전기 아동의 심리와 행동 문제는 알레르기질환과 연관성이 있음이 알려졌다(Reyes et al, 2011; Mathilda, Coull, Cohen, Wooley, & Wright, 2012; de Marco et al, 2012; Hartwig et al, 2014).

현재 국내에서 일반인 대상 출생코호트를 통해 조사된 천식, 아토피피부염, 비염 등 알레르기질환의 유병률에 대한 연구와 알레르기질환의 발생에 영향을 미치는 산전 산후 부모/환경(스트레스, 정신발달)인자와의 연관성 조사가 거의 없다. 정확한 유병률 조사는 후속 연구의 시발점이 되는 동시에 합리적인 국가 건강정책 수립에 필수적이다.

알레르기질환과 같은 만성질환은 질병발생인자를 조기에 예측하여 발생을 예방하는 것이 가장 좋은 대처 방안이므로, 이를 위해 대규모 출생코호트연구는 세계적인 추세이다.

한국아동패널 만 5세 아동 추적조사에서 알레르기질환 유병률을 조사하고, 출산 전후 산모의 우울 또는 스트레스 등 산전 산후 위험인자가 자녀의 알레르기질환 발생에 미치는 영향을 조사하고자 하였다.

2. 연구내용

가. 알레르기질환의 유병률/발병률 조사

한국아동패널 만 5세아 추적 조사에서 천식, 아토피피부염, 알레르기비염의 유병률을 조사하고, 지역별, 성별 알레르기질환 유병률을 비교하였다.

나. 출산 전후 우울, 스트레스가 6세 자녀의 알레르기질환에 미치는 영향

출산 전 1개월, 출산 후 1개월, 출산 후 6개월에 산모로부터 조사한 Kessler 척도를 이용하여 우울정도를 평가한 후, 만 5세 자녀의 알레르기질환(천식, 아토피피부염, 알레르기비염) 발생에 미치는 영향을 조사하였다.

3. 연구방법

한국 아동패널에서 시행한 산전 산후 설문조사와 2013년 6차년도(만 5세)에 시행한 알레르기질환관련 설문조사자료 분석을 통해 알레르기질환 유병률을 조사하고, 출생전후 산모 우울 지표와 자녀 알레르기질환의 발생과의 연관성을 조사하고자 하였다.

알레르기질환 유병률은 한국형 ISAAC (International Study of Asthma and Allergies in Childhood) 설문지를 이용하여 조사하였으며, 산모의 우울은 Kessler 척도(Kessler et al, 2002)를 이용하여 출산 직전 1달, 출산 직후 1달, 출산 후 6개월 이후에 각각 측정하였다.

가. 알레르기질환의 유병률

천식, 알레르기비염, 아토피피부염을 중심으로 분석하였으며, 각 질환별로 다음 4가지 종류의 유병률을 조사하였다.

- 일생 동안의 증상 유무
- 최근 12개월 동안의 증상 유무
- 의사로부터의 진단 유무
- 최근 12개월 동안의 치료 유무

알레르기질환의 유병률은 세부적으로 성별, 지역별로 나누어 비교하였으며, 각 유병률은 비율과 95% 신뢰수준으로 제시하였다.

나. 출산전후 산모 우울과 자녀 알레르기질환의 상관관계

출산 전 한 달, 출산 후 한 달, 출산 6개월 후에 각각 Kessler 우울 척도를 산모에게서 측정하여 자녀의 알레르기질환(천식, 알레르기비염, 아토피피부염)의 발생에 미치는 영향을 분석하였다.

출산전후 산모의 우울과 자녀의 알레르기질환의 상관관계는 로지스틱 회귀분석을 통해 Odd ratio(OR)와 95% 신뢰구간으로 제시하였으며, 보정인자는 부모의 알레르기질환력, 성별, 그리고 분만방식이었다. 또한 Kessler 우울척도는 이

분형 변수로 두고 분석을 진행하였다.

4. 연구결과

가. 알레르기질환의 유병률

2013년 알레르기관련 설문조사에 참여한 아동은 총 1,594명으로 1차년도 전체 모집 아동의 74.1%였다.

1) 천식

일생 동안 한 번이라도 가슴이 답답하거나 쌉쌉거리는 증상을 보인 아동은 238명으로 14.96%였고, 최근 12개월 동안 쌉쌉거리는 증상(천명 증상을 보인 경우는 210명으로 전체의 13.24%였다. 일생동안 의사로부터 천식으로 진단받은 적이 있는 아동은 102명(6.49%)이었으며, 최근 12개월 동안 천식으로 치료받은 아동은 40명으로 전체의 2.56%였다.

〈표 IV-1-1〉 천식의 유병률

| 구분 | 응답수 (n) | 유병률 (95% CI) |
|-----------------|----------|--------------|
| 천명 증상 유무 | 238/1591 | 14.96 |
| 최근 12개월 내 천명 | 56/1583 | 3.54 |
| 천식 진단력 | 102/1572 | 6.49 |
| 최근 12개월 내 천식 치료 | 40/1561 | 2.56 |

2) 알레르기비염

일생 동안 한 번이라도 감기와 상관없는 비염증상을 보인 아동은 852명(53.72%)이었으며, 최근 12개월 동안 비염증상을 보인 아동은 788명(49.72%)이었다. 의사로부터 알레르기비염으로 진단받은 적이 있는 아동은 575명(36.35%)이었으며, 최근 12개월 동안 알레르기비염으로 치료를 받은 아동은 469명으로 전체의 29.65%였다.

〈표 IV-1-2〉 알레르기비염의 유병률

| 구분 | 응답수 (n) | 유병률 (95% CI) |
|-----------------|----------|--------------|
| 알레르기비염 증상 유무 | 852/1586 | 53.72 |
| 최근 12개월 내 비염 증상 | 788/1585 | 49.72 |
| 알레르기비염 진단력 | 575/1582 | 36.35 |
| 최근 12개월 내 비염 치료 | 469/1582 | 29.65 |

3) 아토피피부염

일생동안 가려움증을 동반한 습진이 3개월 이상 지속된 아동은 291명 (18.37%), 최근 12개월 동안 가려운 습진을 동반한 경우의 아동은 363명(23.05%)이었으며, 의사로부터 아토피피부염으로 진단받은 적이 있는 아동은 411명 (25.90%), 최근 12개월 동안 아토피피부염으로 치료를 받은 아동은 186명 (29.65%)이었다.

〈표 IV-1-3〉 아토피피부염의 유병률

| 구분 | 응답수 (n) | 유병률 (95% CI) |
|---------------------|----------|--------------|
| 아토피피부염 증상 유무 | 291/1584 | 18.37 |
| 최근 12개월 내 아토피피부염 증상 | 363/1575 | 23.05 |
| 아토피피부염 진단력 | 411/1587 | 25.90 |
| 최근 12개월 내 아토피피부염 치료 | 186/1573 | 11.82 |

4) 성별 알레르기질환의 유병률 비교

천식, 알레르기비염, 아토피피부염의 유병률을 남녀별로 비교하였을 때, 천식 관련 유병률과 알레르기비염 관련 유병률을 남아가 여아에 비해 높았으나, 아토피피부염 관련 유병률은 두 군 간 차이를 보이지 않았다.

〈표 IV-1-4〉 남녀 간 알레르기질환의 유병률 차이

| 구분 | 남아, n (%) | 여아, n (%) | p값 |
|--------------|----------------|---------------|-------|
| 천명 증상 유무 | 140/796 (17.6) | 92/753 (12.2) | 0.003 |
| 최근 12개월 내 천명 | 35/792 (4.4) | 19/749 (2.5) | 0.045 |
| 천식 진단력 | 72/788 (9.1) | 27/742 (3.6) | 0.000 |

(표 IV-1-4 계속)

| 구분 | 남아, n (%) | 여아, n (%) | p값 |
|---------------------|----------------|----------------|-------|
| 최근 12개월 내 천식 치료 | 24/783 (3.1) | 13/736 (1.8) | 0.101 |
| 알레르기비염 증상 유무 | 443/792 (55.9) | 383/752 (50.9) | 0.049 |
| 최근 12개월 내 비염 증상 | 410/790 (51.9) | 353/753 (46.9) | 0.049 |
| 알레르기비염 진단력 | 315/789 (39.9) | 247/751 (32.9) | 0.004 |
| 최근 12개월 내 비염 치료 | 259/790 (32.8) | 199/750 (26.5) | 0.007 |
| 아토피피부염 증상 유무 | 148/792 (18.7) | 132/750 (17.6) | 0.580 |
| 최근 12개월 내 아토피피부염 증상 | 185/790 (23.4) | 165/743 (22.2) | 0.573 |
| 아토피피부염 진단력 | 207/796 (26.0) | 193/749 (25.8) | 0.915 |
| 최근 12개월 내 아토피피부염 치료 | 92/790 (11.6) | 86/741 (11.6) | 0.981 |

5) 권역별 알레르기질환의 유병률 비교

가) 천식 관련 유병률

천식 관련 유병률은 경남과 전라권역이 다른 지역에 비해 대체로 낮게 조사되었으나 통계적 유의점에 도달하지는 않았다. 최근 12개월 내 천명은 경남 1.5%, 전라 1.1%로 다른 지역 유병률 4.2~4.5%의 1/3 수준이었으며 p값은 0.064였다.

〈표 IV-1-5〉 지역별 천식 유병률 차이

| 구분 | 서울/ 경기 (n=710) | 충청/ 강원 (n=198) | 경북 (n=191) | 경남 (n=270) | 전라 (n=180) | p값 |
|-----------------|----------------------|----------------------|---------------|---------------|---------------|-------|
| 천명 증상 | 16.1 | 16.7 | 15.2 | 13.3 | 11.1 | 0.436 |
| 최근 12개월 내 천명 | 4.4 | 4.5 | 4.2 | 1.5 | 1.1 | 0.064 |
| 천식 진단력 | 6.5 | 7.6 | 8.9 | 4.8 | 5.0 | 0.389 |
| 최근 12개월 내 천식 치료 | 2.1 | 3.6 | 4.7 | 1.5 | 1.7 | 0.127 |

나) 알레르기비염 관련 유병률

알레르기비염 관련 유병률 역시 경남과 전라권역에서 유병률이 높은 지역에 비해 10% 이상 낮게 조사되었으며, 경계선상의 통계적 유의성을 보인 것으로 해석이 가능하다(표 IV-1-6 참조).

〈표 IV-1-6〉 지역별 알레르기비염 유병률 차이

| 구분 | 서울/ 경기 (n=710) | 충청/ 강원 (n=198) | 경북 (n=191) | 경남 (n=270) | 전라 (n=180) | p값 |
|-----------------|----------------------|----------------------|---------------|---------------|---------------|-------|
| 알레르기비염 증상 | 56.3 | 51.5 | 57.6 | 49.6 | 46.1 | 0.052 |
| 최근 12개월 내 비염 증상 | 51.1 | 48.5 | 56.1 | 44.8 | 43.9 | 0.068 |
| 알레르기비염 진단력 | 35.7 | 37.1 | 44.7 | 35.7 | 31.7 | 0.103 |
| 최근 12개월 내 비염 치료 | 29.4 | 28.8 | 37.4 | 29.0 | 25.0 | 0.116 |

다) 아토피피부염 유병률

아토피피부염 관련 유병률 조사에서는 최근 12개월 내 아토피피부염 증상 유병률이 경남에서 16.4%로 타 지역에 비해 5~10% 가량 낮게 분석 되었으며, 의사로부터 아토피피부염으로 진단 받은 아동 역시 경남과 전라권역에서 비교적 낮게 조사되었다.

〈표 IV-1-7〉 권역별 아토피피부염 관련 유병률

| 구분 | 서울/ 경기 (n=710) | 충청/ 강원 (n=198) | 경북 (n=191) | 경남 (n=270) | 전라 (n=180) | p값 |
|------------------------|----------------------|----------------------|---------------|---------------|---------------|-------|
| 아토피피부염 증상 | 18.0 | 22.3 | 18.8 | 15.9 | 16.7 | 0.470 |
| 최근 12개월 내 아토피피부염 증상 | 24.9 | 26.3 | 22.6 | 16.4 | 21.1 | 0.047 |
| 아토피피부염 진단력 | 27.6 | 30.8 | 25.7 | 20.0 | 22.8 | 0.052 |
| 최근 12개월 내 아토피피부염 치료 | 12.1 | 15.2 | 11.6 | 8.1 | 11.1 | 0.216 |

6) 해석

권역별 알레르기질환 유병률 비교 결과 경남과 전라 권역에서 유병률이 대체로 낮은 것을 확인할 수 있었다. 이는 각 지역별 환경의 차이가 알레르기질환의 발생 또는 지속에 영향을 주는 것으로 유추할 수 있으며, 향후 추가적인 분석이 필요하다. 반면, 폐널 거주 지역 규모를 대도시, 중소도시, 읍/면 단위로 나누어 유병률을 분석한 결과에서는 세 군 간에 차이를 보이지 않았다.

나. 출산전후 산모 우울과 자녀 알레르기질환의 연관성 분석

출산 한 달 전, 한 달 후, 출산 6개월 후에 시행한 산모의 Kessler 우울척도를 이분화하여 5세 때의 천식, 알레르기비염, 아토피피부염 발생에 미치는 정도를 분석하고자 하였다. Kessler 척도는 다음 6가지 질문을 점수화하여 13점 이하를 정상, 14점~30점을 우울로 판단하였다. 분석은 이분형 로지스틱 회귀분석을 이용하였으며, 성별과 부모의 알레르기질환력, 분만 방식 등이 보정인자로 사용되었다.

9. 귀하는 출산 직전 한달 동안 다음의 느낌을 얼마나 자주 느끼셨습니까?

| 얼마나 자주 | 전혀 안 느낌 | 별로 안 느낌 | 종종 느낌 | 대체로 느낌 | 항상 느낌 |
|-------------------------------|------------|------------|----------|-----------|----------|
| 1) 불안하십니까? | ① | ② | ③ | ④ | ⑤ |
| 2) 무기력하십니까? | ① | ② | ③ | ④ | ⑤ |
| 3) 안절부절 못하십니까? | ① | ② | ③ | ④ | ⑤ |
| 4) 매사에 힘이 드십니까? | ① | ② | ③ | ④ | ⑤ |
| 5) 너무 슬퍼서 뭘 해도 기운이 나지 않으셨습니까? | ① | ② | ③ | ④ | ⑤ |
| 6) 자기 자신이 가치 없는 존재라고 느껴셨습니까? | ① | ② | ③ | ④ | ⑤ |

[그림 IV-1-1] Kessler 우울 척도 문항

1) 출산 한 달 전 우울과 알레르기질환

가) 천식

출산 한 달 전, 즉 임신 말기에 우울을 보였던 산모는 26.0%였다.

출산 한 달 전 산모의 우울은 5세 자녀의 천명 및 천식 발생에 통계적으로 의미 있는 영향을 보이지 않았다.

<표 IV-1-8> 출산 1개월 전 산모의 우울이 천식 유병률에 미치는 영향

| 구분 | aOR (95% 신뢰구간) |
|-----------------|----------------------|
| 천명 증상 유무 | 1.229 (0.899, 1.681) |
| 최근 12개월 내 천명 | 1.188 (0.651, 2.166) |
| 천식 진단력 | 1.042 (0.652, 1.665) |
| 최근 12개월 내 천식 치료 | 1.597 (0.803, 3.174) |

나) 알레르기비염

출산 한 달 전 산모의 우울은 5세 자녀의 알레르기비염 증상과 최근 12개월 내 증상의 위험요인으로 작용하였다. 출산 전 산모의 우울이 있는 경우 자녀의 알레르기비염 증상 발생이 1.328배 증가하였으며, 최근 12개월 내 비염 증상이 1.541배 증가하였다(표 IV-1-9 참조).

〈표 IV-1-9〉 출산 1개월 전 산모의 우울이 알레르기비염 유병률에 미치는 영향

| 구분 | aOR (95% 신뢰구간) |
|-----------------|----------------------|
| 알레르기비염 증상 | 1.328 (1.045, 1.688) |
| 최근 12개월 내 비염 증상 | 1.541 (1.212, 1.959) |
| 알레르기비염 진단력 | 1.204 (0.936, 1.550) |
| 최근 12개월 내 비염 치료 | 1.290 (0.992, 1.676) |

다) 아토피피부염

출산 한 달 전 산모의 우울은 5세 자녀의 아토피피부염 발생에 통계적으로 의미 있는 영향을 보이지 않았다.

〈표 IV-1-10〉 출산 1개월 전 산모의 우울이 아토피피부염 유병률에 미치는 영향

| 구분 | aOR (95% 신뢰구간) |
|---------------------|----------------------|
| 아토피피부염 증상 | 1.256 (0.938, 1.681) |
| 최근 12개월 내 아토피피부염 증상 | 1.104 (0.840, 1.451) |
| 아토피피부염 진단력 | 0.956 (0.730, 1.250) |
| 최근 12개월 내 아토피피부염 치료 | 1.223 (0.861, 1.738) |

2) 출산 한 달 후 우울과 알레르기질환

가) 천식

출산 한 달 후 우울을 보였던 산모는 11.38%로 출산 직전의 26.0%보다 감소하였다. 출산 한 달 후 산모의 우울은 5세 자녀의 천명 및 천식 발생에 통계적으로 의미 있는 영향을 보이지 않았다.

〈표 IV-1-11〉 출산 1개월 후 산모의 우울이 천식 유병률에 미치는 영향

| 구분 | aOR (95% 신뢰구간) |
|-----------------|----------------------|
| 천명 증상 유무 | 1.157 (0.719, 1.861) |
| 최근 12개월 내 천명 | 1.314 (0.537, 3.216) |
| 천식 진단력 | 1.128 (0.561, 2.266) |
| 최근 12개월 내 천식 치료 | 1.340 (0.455, 3.946) |

나) 알레르기비염

출산 한 달 후 산모가 우울이 있는 경우, 5세 자녀의 알레르기비염 증상 발생이 1.483배 증가하였으며, 최근 12개월 동안 알레르기비염 치료를 받을 위험도가 1.484배 증가하였다.

〈표 IV-1-12〉 출산 1개월 후 산모의 우울이 알레르기비염 유병률에 미치는 영향

| 구분 | aOR (95% 신뢰구간) |
|-----------------|----------------------|
| 알레르기비염 증상 | 1.483 (1.027, 2.143) |
| 최근 12개월 내 비염 증상 | 1.361 (0.949, 1.954) |
| 알레르기비염 진단력 | 1.301 (0.891, 1.899) |
| 최근 12개월 내 비염 치료 | 1.484 (1.007, 2.186) |

다) 아토피피부염

출산 한 달 후 산모의 우울은 5세 자녀의 아토피피부염 발생에 의미 있는 영향을 보이지 않았다.

〈표 IV-1-13〉 출산 1개월 전 산모의 우울이 아토피피부염 유병률에 미치는 영향

| 구분 | aOR (95% 신뢰구간) |
|---------------------|----------------------|
| 아토피피부염 증상 | 1.215 (0.793, 1.862) |
| 최근 12개월 내 아토피피부염 증상 | 0.779 (0.504, 1.203) |
| 아토피피부염 진단력 | 0.802 (0.530, 1.213) |
| 최근 12개월 내 아토피피부염 치료 | 0.753 (0.419, 1.353) |

3) 출산 6개월 후 우울과 알레르기질환

가) 천식

출산 6개월 후 우울을 보였던 산모는 28.49%로 출산 직전의 26.0%보다 감소하였다. 출산 6개월 후에 산모가 우울을 보이는 경우 5세 자녀의 천명 및 천식 발생에 영향을 주는 것으로 분석되었는데, 최근 12개월 내 천명의 경우 위험도가 1.833, 천식 진단은 1.640이었으며, 최근 12개월 내 천식 치료 유병률을 2.943배 높이는 것으로 나타났다.

〈표 IV-1-14〉 출산 6개월 후 산모의 우울이 천식 유병률에 미치는 영향

| 구분 | aOR (95% 신뢰구간) |
|-----------------|----------------------|
| 천명 증상 유무 | 1.260 (0.917, 1.731) |
| 최근 12개월 내 천명 | 1.833 (1.022, 3.287) |
| 천식 진단력 | 1.640 (1.057, 2.546) |
| 최근 12개월 내 천식 치료 | 2.943 (1.493, 5.798) |

나) 알레르기비염

출산 6개월 후 산모가 우울이 있는 경우, 자녀의 알레르기비염 증상 발생이 1.406배 증가하였으며, 최근 12개월 동안 알레르기비염 증상은 1.461배, 알레르기비염 진단은 1.350배, 최근 12개월 내 비염치료를 받을 위험도가 1.462배 증가하는 것으로 나타났다.

〈표 IV-1-15〉 출산 6개월 후 산모의 우울이 알레르기비염 유병률에 미치는 영향

| 구분 | aOR (95% 신뢰구간) |
|-----------------|----------------------|
| 알레르기비염 증상 | 1.406 (1.105, 1.788) |
| 최근 12개월 내 비염 증상 | 1.461 (1.149, 1.857) |
| 알레르기비염 진단력 | 1.350 (1.051, 1.735) |
| 최근 12개월 내 비염 치료 | 1.462 (1.127, 1.897) |

다) 아토피피부염

출산 6개월 후 산모의 우울은 5세 자녀의 아토피피부염 증상 발생한 가지에

위험요인으로 작용하였으나(aOR=1.358), 최근 12개월 내 아토피피부염 증상 등 다른 유병률에는 의미 있는 영향을 보이지 않았다.

〈표 IV-1-16〉 출산 6개월 후 산모의 우울이 아토피피부염 유병률에 미치는 영향

| 구분 | aOR (95% 신뢰구간) |
|---------------------|----------------------|
| 아토피피부염 증상 | 1.358 (1.018, 1.812) |
| 최근 12개월 내 아토피피부염 증상 | 1.173 (0.893, 1.541) |
| 아토피피부염 진단력 | 1.066 (0.818, 1.391) |
| 최근 12개월 내 아토피피부염 치료 | 1.253 (0.885, 1.774) |

4) 해석

출산 전후 산모의 우울은 자녀의 알레르기질환에 위험요인으로 작용하며, 특히 알레르기비염의 경우 출산 직전, 직후, 출산 6개월 후의 우울이 모두 위험요인으로 작용하였으며, 천식의 경우 출산 6개월 후의 우울이 위험요인으로 나타났다. 천식과 아토피피부염의 경우 출산 직전, 직후의 우울은 연관을 보이지 않았으며, 출산 6개월 후 우울이 아토피피부염 증상 발생에 위험요인으로 나타났다. 추후 좀 더 세분화된 우울 기준 및 다른 스트레스 지표로 추가분석을 하는 것이 필요할 것으로 생각된다.

5. 결론 및 논의

한국아동패널 만 5세 아동 추적조사에서 천식, 알레르기비염, 아토피피부염 등 알레르기질환의 유병률을 조사하였으며, 성별, 지역별로 유병률의 차이를 분석하였다. 알레르기질환의 유병률이 우리나라에서 일반군 출생코호트를 통해서 분석된 경우는 이번이 처음으로 그 의의가 있다.

출산 전후 산모의 심리적 우울과 스트레스와 같은 정신건강이 영유아기 자녀의 알레르기질환 발생과 관련될 가능성이 있으므로, 영유아의 건강한 성장 발달을 위해서는 자녀 양육환경의 물리적 요건 뿐 아니라 가족 구성원의 심리적 요건에 대해서도 태내기에서부터 생후 발달단계별로 지속적으로 모니터링 할 필요가 있다.

한국아동패널조사 자료에 의한 현재의 결과로 미루어 볼 때, 출산 전후 어머니의 우울과 스트레스를 예방 또는 감소시키기 위한 프로그램 개발과 정책적 지지가 필요하며, 이를 통해 자녀의 알레르기질환 발생 감소, 국민 보건 증진, 사회경제적 부담 경감에 기여할 수 있을 것으로 생각된다.

출산 전후 어머니의 심리적 건강 상태가 영유아의 알레르기 질환 발생과의 연관성 검증을 위해 심리적인 건강 상태의 객관적인 새로운 지표의 적용 및 아동의 객관적 생체지표(알레르기검사, 폐기능검사 등)를 기반으로 한 재검증 조사가 필요하며, 나아가 관련 작용기전에 대한 심층 연구가 필요할 것으로 생각된다.

참고문헌

- 서울대 보건대학원(2005). **천식의 사회적 비용과 환자의 생활에 미치는 영향**. 한국천식알레르기협회.
- 이주실·박중원·홍수중·조상현(2010). **보건의료연구개발사업 알레르기질환 표준화 연구센터 연차실적계획서**. 질병관리본부.
- de Marco, R., Pesce, G., Girardi, P., Marchetti, P., Rava, M., Ricci, P., & Marcon, A. (2012). Foetal exposure to maternal stressful events increases the risk of having asthma and atopic diseases in childhood. *Pediatric Allergy and Immunology*, 23(8), 724-729.
- Hartwig, I. R., Sly, P. D., Schmidt, L. A., van Lieshout, R. J., Bienenstock, J., Holt, P. G., & Arck, P. C. (2014). Prenatal adverse life events increase the risk for atopic diseases in children, which is enhanced in the absence of a maternal atopic predisposition. *Journal of Allergy and Clinical Immunology*, 134(1), 160-169.
- Kessler, R. C., Andrew, G., Cople, L. J., Hiripi, E., Mroczek, D. K., Normand, S. L. (2002). Short screening scales to monitor population prevalences and trends in nonspecific psychological distress. *Psychological*

Medicine, 32(6), 959-976.

- Mathilda Chiu, Y. H., Coull, B. A., Cohen, S., Wooley, A., & Wright, R. J. (2012). Prenatal and postnatal maternal stress and wheeze in urban children: effect of maternal sensitization. *American journal of respiratory and critical care medicine*, 186(2), 147-154.
- Reyes, M., Perzanowski, M. S., Whyatt, R. M., Kelvin, E. A., Rundle, A. G., Diaz, D. M., Hoepner, L., Perera, F. P., Rauh, V., & Miller, R. L. (2011). Relationship between maternal demoralization, wheeze, and immunoglobulin E among inner-city children. *Annals of Allergy, Asthma & Immunology*, 107(1), 42-49.
- Suh, M., Kim, H. H., Sohn, M. H., Kim, K. E., Kim, C., & Shin, D. C. (2011). Prevalence of allergic diseases among Korean school-age children: a nationwide cross-sectional questionnaire study. *Journal of Korean medical science*, 26(3), 332-338.

V. 영유아기 아동의 성장발달 분석

1. 생애초기 돌봄 및 보육·교육 기관 이용이 아동의 성장발달에 미치는 영향

최윤경·김소아·김신경·송신영 (육아정책연구소 아동패널·국제연구팀)

2. 보육·교육기관에서의 초기 상호작용 경험이 유아기 발달에 미치는 영향

배윤진 (육아정책연구소 아동패널·국제연구팀)

3. 영아기 발달 추이 분석

최윤경·임준범 (육아정책연구소 아동패널·국제연구팀)

4. 부 양육참여와 부모의 양육시간 및 양육스트레스가 유아의 사회·정서발달에 미치는 영향

김소아·김신경·임준범 (육아정책연구소 아동패널·국제연구팀)

생애초기 돌봄 및 보육·교육 기관 이용이 아동의 성장발달에 미치는 영향

최윤경·김소아·김신경·송신영
(육아정책연구소 아동패널·국제연구팀)

1. 서론

여성의 경제활동이 늘어남에 따라 영유아 자녀에 대한 보육·교육 수요가 늘어나고, 이용률이 증가하고 있다. 여성의 일·가정 양립을 위한 출산전후 휴가, 육아휴직 제도가 마련되어 있지만 원활한 사용을 위한 기업문화가 정착되어 있지 않아(도남희·이정원·김문정, 2012), 육아휴직을 통해 직접 자녀를 양육하기보다는 어린이집이나 친인척 활용, 개인 대리양육자를 고용해 양육을 대신하는 등 영아 보육에 대한 수요는 점차 증가하고 있다. 이에 더해 0~2세 무상보육 실시에 따라 전업주부도 자녀를 어린이집에 맡기면서 영아의 어린이집 등록률 증가는 더욱 가속화되고 있다. 2013년 기준 0세 아동의 35.2%, 1세 아동의 67.0%, 2세의 84.5%가 어린이집을 이용하고 있다(이정원·이혜민, 2014). 유아의 경우 3~5세 누리과정 시행에 따라 유치원과 어린이집 이용 시 월 22만원의 이용료가 지원되며 정부 당국에서도 유아기 기관 이용을 장려함에 따라 우리나라 3~5세 기관이용률은 91.3%에 달한다(이정원·이혜민, 2014). 이처럼 영유아 보육에 대한 수요와 실제 이용, 정부의 투자와 지원이 늘어나고 있지만 생애 초기 보육·교육 경험이 영유아의 발달에 미치는 영향에 대한 국내 연구는 미미하고, 그동안 시행된 연구도 횡단 또는 단기 종단연구에 집중되어 있어 초기 보육·교육 경험이 아동발달에 미치는 장기적 영향에 대한 연구가 본격적으로 진행될 필요가 있다.

국외에서는 오랜 기간 동안 영유아기 보육·교육 경험이 아동발달에 미치는 영향에 대해 관심을 갖고 많은 연구가 이루어졌다. 그동안 수행되어 온 연구의 결과를 살펴보면, 양질의 보육·교육 경험은 학령기 이전 아동의 사회적 기능이나 인지, 언어발달 등에 도움을 준다는 것과 생애초기 보육에 노출된 경험이 부

모-자녀 애착관계에 부정적인 영향을 미쳐 아동의 문제행동 등 사회·정서적 발달에 문제를 초래한다는 입장으로 나뉜다(Vandell, Belsky, Burchinal, Steinberg, Vandergrift, & NICHD ECCRN, 2010). 특히 사회성 발달과 관련하여 연구마다 상이한 결과가 보고되고 있다. 최근 10여 년간에는 대규모 종단연구가 수행됨에 따라 초기 보육·교육기관의 처음 이용 시기(이상아·이경숙·이선우, 2013; Cote, Doyle, Petitclerc, & Timmins, 2013; Lee, 2014), 이용 기관의 질(Dearing, McCartney, & Taylor, 2009; Vandell et al., 2010), 이용 안정성(Morrissey, 2009), 이용 시간(Lee, 2014; Vandell et al., 2010) 등에 따른 영향이 장기적으로 지속되는지에 대한 연구(Camilli, Vargas, Ryan, & Barnett, 2010; Cote et al., 2013; Vandell et al., 2010)가 활발히 진행되고 있다.

보육경험이 아동발달에 미치는 영향에 대한 선행연구 결과를 살펴보면 생후 1년 이내 보육경험의 영향과 관련하여 사회경제적 지위가 낮은 영국 가정의 자녀에게서 9개월 보육 경험은 인지발달에 긍정적 영향을 주며(Cote et al., 2013), 가정의 사회경제적 지위로부터 비롯되는 인지발달 격차를 줄여주는 것으로 나타났다(Geoffroy, Cote, Giguere, Dionne, Zelazo et al., 2010). 2, 3세 기관보육 경험은 독일 아동의 언어 및 일상생활에서의 자조기술, 사회적 기술 측면에는 긍정적인 영향을 미치는 반면 인성과 운동기술 발달에는 영향을 미치지 못하고 한다고 밝힌 바 있다(Felte & Lalive, 2010). 또한 3세 이전 보육경험을 한 호주 아동이 5세 언어발달에 있어 더 우수한 결과를 나타냈다는 연구결과도 보고된 바 있다(Lee, 2014). 국내에서는 이상아 등(이상아 외, 2013)이 0~6세 영유아를 대상으로 처음 시설 보육을 경험한 시기가 아동발달에 미치는 영향에 대해 보육 경험 시기가 빠를수록 영유아의 공감, 자발성, 모방/놀이 등 사회적 능력이 다소 부족하고, 공격성/반항, 활동/충동성, 또래공격성 등 외현화 문제행동이 높게 나타나며 이용 기간이 길수록 친사회적 또래관계, 공감능력이 높은 동시에, 위축, 우울, 불안, 신체화, 내면화와 같은 문제가 보고되는 등 정서적 부분에 어려움을 갖는다고 밝힌 바 있다.

유아기의 보육·교육의 영향에 대해서는 대체로 긍정적인 효과가 보고되고 있다. Berlinski와 동료들(Berlinski, Galiani, & Gertler, 2008)의 연구에 따르면 취학 전 1년의 유아교육기관 경험이 3학년 시기의 학업성취 및 자기조절 능력을 높이며, Camilli와 동료들(Camilli, Vargas, Ryan, & Barnett, 2010)은 기관 보육을 중심으로 123개의 중재 프로그램 효과에 대한 연구결과를 메타분석한 결과

만5세 유아학교(kindergarten) 입학 전에 취학 전 기관을 이용한 유아에게서 인지 발달, 사회적 기술 등에 있어 효과가 발견되었다.

정리하면 영유아기 보육·교육 경험이 미치는 긍정적인 영향이 대체로 저소득층이나 어머니의 교육수준이 낮은 집단에서 상대적으로 강하게 나타나고 사회정서적 측면에서는 연구에 따라 상이한 결과를 보고하고 있다. 이는 보육·교육 경험의 효과를 단순히 긍정적 또는 부정적으로 양분하여 이해할 수 없다는 것을 의미하며 동시에 개인이 갖고 있는 기질이나 부모의 소득수준, 학력과 같은 환경적 변인 등에 따라 다르게 작용할 수 있음을 시사한다.

한편 우리나라는 교육에 대한 부모의 열기가 높아 평균 1세 후반부터 종합학습지를 이용하고(우남희·김영심·이은정·김현신, 2010), 4, 5세 유아가 평균 3.84개의 조기특기교육을 이용하는 등(김보림·엄정애, 2007) 영유아기에도 사교육에 대한 수요가 높게 나타나고 있다. 이러한 사교육 활동이 아동 발달에 미칠 수 있는 영향을 함께 고려하여 살펴볼 필요가 있다.

본 연구에서는 한국아동패널 데이터를 이용하여 생애초기 보육·교육 경험이 아동발달에 미치는 영향에 대해 살펴보고자 한다. 본 연구 수행을 위해 기관 이용 경험과 보육·교육 기관 처음 이용시기가 이후 발달에 어떠한 영향을 가져오는지를 객관적인 조사결과를 통해 밝히고자 하며, 이후 생애초기 보육·교육의 영향력에 대한 연구의 기초를 제공하고자 한다.

본 연구목적과 관련하여 연구문제는 다음과 같다.

- 연구문제 1. 연령별 돌봄 및 보육·교육 기관 이용 추이는 어떠한가?
- 연구문제 2-1. 돌봄 유형 및 보육·교육 기관 유형에 따른 아동발달의 연령별 차이가 나타나는가?
- 연구문제 2-2. 보육·교육 기관 유형은 연령별 아동발달에 영향을 미치는가?
- 연구문제 3-1. 보육·교육 서비스 첫 이용 시기에 따라 아동발달의 연령별 차이가 나타나는가?
- 연구문제 3-2. 보육·교육 서비스 첫 이용 시기는 연령별 아동발달에 영향을 미치는가?
- 연구문제 4-1. 보육·교육 기관 유형과 첫 이용 시기는 연령별 아동발달에 미치는 영향은 월 소득 200만원 이하인 저소득 가구에서 어떻게 나타나는가?

2. 연구방법

가. 연구 대상

본 연구는 육아정책연구소의 한국아동패널(Panel Study on Korean Children)의 1차년도(2008년)부터 6차년도(2013년)까지의 자료를 사용하였다. 2008년에 출생한 아동을 대상으로 추적조사를 진행하고 있는 한국아동패널은 어머니와 아버지, 아동, 담임교사로부터 데이터를 수집하여 아동을 둘러싼 다양한 대상으로부터 성장 발달에 관한 자료를 수집하고 있다. 본 연구의 분석 대상은 어머니가 응답한 기관이용 변인을 기준으로 하였을 때 1차년도 2,076명, 2차년도 1,903명, 3차년도 1,800명, 4차년도 1,753명, 5차년도 1,702명, 6차년도 1,662명이다. 본 연구대상의 특성은 <표 V-1-1>과 같다. 아동은 남아와 여아가 비슷한 비율이었으나 남아가 더 많았으며, 취업한 어머니의 비율은 30% 정도에서 시간에 따라 증가하였다. 대졸이상의 어머니는 40% 정도였으나 시간상 일관적이지 않게 나타났다. 월평균 가구소득은 전체 평균 320만원 정도에서 시간에 따라 증가하는 추세를 나타냈으나 편차가 크다.

<표 V-1-1> 연구대상의 일반적 특성

| | | 단위: %, 명, 만원 | | | | | |
|-----------|--------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|
| 구분 | | 1차년도 | 2차년도 | 3차년도 | 4차년도 | 5차년도 | 6차년도 |
| 아동 성별 | 남아 | 51.0 | 50.6 | 51.0 | 51.5 | 51.1 | 51.4 |
| | 여아 | 49.0 | 49.4 | 49.0 | 48.5 | 48.9 | 48.6 |
| | 계(수) | 100.0(2,078) | 100.0(1,904) | 100.0(1,802) | 100.0(1,754) | 100.0(1,703) | 100.0(1,651) |
| 모 취업여부 | 미취/학업모 | 69.9 | 68.2 | 66.4 | 59.6 | 57.0 | 56.0 |
| | 취/학업모 | 30.1 | 31.8 | 33.6 | 40.4 | 43.0 | 44.0 |
| | 계(수) | 100.0(2,078) | 100.0(1,887) | 100.0(1,801) | 100.0(1,741) | 100.0(1,683) | 100.0(1,638) |
| 모 학력 | 고졸이하 | 31.2 | 30.6 | 30.0 | 30.6 | 29.7 | 29.7 |
| | 전문대졸 | 28.6 | 25.0 | 25.1 | 26.2 | 26.9 | 26.7 |
| | 대졸이상 | 40.1 | 44.4 | 45.0 | 43.2 | 43.5 | 43.6 |
| | 계(수) | 100.0(2,060) | 100.0(1,891) | 100.0(1,672) | 100.0(1,739) | 100.0(1,693) | 100.0(1,642) |
| 월 평균 가구소득 | 평균 | 319.28 | 337.22 | 360.37 | 396.96 | 485.00 | 433.00 |
| | (표준편차) | (151.50) | (267.26) | (280.26) | (242.19) | (472.29) | (214.47) |
| | 계(수) | 100.0(2,063) | 100.0(1,892) | 100.0(1,799) | 100.0(1,752) | 100.0(1,700) | 100.0(1,653) |

나. 측정 변인

본 연구에 사용된 변인은, 통제변인으로 아동 성별(여아=1), 아동 기질 정서성 및 활동성, 모 취업여부(취/학업중=1), 모 학력, 가구소득, 기관 외 이용하고 있는 특기활동 프로그램의 개수가 분석에 포함되었다. 독립변인으로 기관을 최초로 이용한 시작시기, 돌봄유형(대리 양육=1) 및 기관유형이 사용되었으며, 종속변인으로 아동발달을 나타내는 K-ASQ, 또래관계, REVT, 인지 및 언어발달, CBCL이 사용되었다. 주요 변인에 대한 연도별 기술통계치는 <표 V-1-2>와 같다.

<표 V-1-2> 사용 변인의 기술통계치: 평균(표준편차)

| | 1차년도 (2008년) | 2차년도 (2009년) | 3차년도 (2010년) | 4차년도 (2011년) | 5차년도 (2012년) | 6차년도 (2013년) |
|----------|-----------------|------------------|------------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| 기질:정서성 | 2.71 (0.61) | 2.71 (0.62) | 2.84 (0.61) | 2.87 (0.62) | 2.80 (0.64) | |
| 기질:활동성 | 3.21 (0.39) | 3.29 (0.34) | 3.24 (0.35) | 3.19 (0.34) | 3.15 (0.37) | |
| <i>n</i> | 2,076 | 1,896 | 1,774 | 1,703 | 1,672 | |
| 의사소통 | 53.53 (9.02) | 49.21 (11.30) | 52.82 (11.04) | | | |
| 대근육운동 | 57.09 (6.76) | 56.58 (8.81) | 57.27 (5.97) | | | |
| 소근육운동 | 54.59 (8.84) | 47.74 (11.86) | 53.30 (8.90) | | | |
| 문제해결 | 56.03 (7.34) | 49.52 (11.90) | 54.09 (7.85) | | | |
| 개인/사회성 | 54.37 (8.40) | 52.49 (10.93) | 54.85 (8.80) | | | |
| <i>n</i> | 1,990 | 1,902 | 1,776 | | | |
| 놀이상호작용 | | | | 3.45 (0.49) | 3.11 (0.39) | 3.08 (0.39) |
| 놀이방해 | | | | 2.24 (0.40) | 2.04 (0.46) | 1.93 (0.45) |
| 놀이단절 | | | | 1.95 (0.45) | 1.56 (0.45) | 1.57 (0.47) |
| <i>n</i> | | | | 1,697 | 1,018 | 1,215 |

단위: 점

(표 V-1-2 계속)

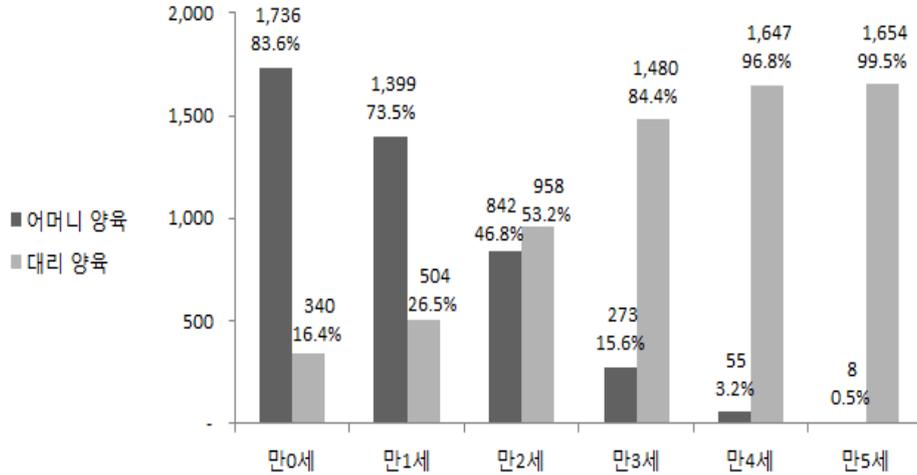
| | 1차년도 (2008년) | 2차년도 (2009년) | 3차년도 (2010년) | 4차년도 (2011년) | 5차년도 (2012년) | 6차년도 (2013년) |
|-------------|-----------------|-----------------|-----------------|--------------------|-------------------|-------------------|
| 표현 어휘력 | | | | 29.80 (13.80) | | 67.14 (10.77) |
| 수용 어휘력 | | | | 33.14 (15.90) | | 59.02 (9.78) |
| <i>n</i> | | | | 표현1,731 수용1,724 | | 표현 414 수용1,651 |
| 언어발달 | | | | | 105.34 (11.98) | 100.28 (15.73) |
| 인지발달 | | | | | 102.63 (13.24) | 105.29 (13.25) |
| <i>n</i> | | | | | 1,018 | 1,215 |
| 내재화 문제행동 | | | | | 49.85 (9.59) | 48.05 (9.74) |
| 외재화 문제행동 | | | | | 49.41 (9.53) | 46.91 (9.55) |
| <i>n</i> | | | | | 1,694 | 1,651 |

3. 연구결과

가. 연도별 돌봄 및 기관 유형 추이

별도의 육아지원서비스를 이용하지 않고 어머니의 돌봄을 받는 '어머니 양육'과 그 이외의 경우인 '대리 양육'으로 나누어 육아지원기관 이용 추이를 살펴본 결과, 조사 첫 시점인 만 0세는 어머니 양육을 받는 영아가 전체 1,736명으로 월등히 높았다. 반면 만 0세에 대리 양육을 받는 영아는 전체 340명으로 어머니 양육에 비해 상대적으로 낮았다.

그러나, 만 2세를 기준으로 대리 양육을 받는 경우가 전체 958명, 어머니 양육인 경우가 842명으로 대리 양육 비율이 어머니 양육의 경우를 초과하였으며, 이후 어머니 양육의 비율은 꾸준히 감소하고 대리 양육을 받는 경우는 꾸준히 증가하는 추세를 보였다(그림 V-1-1 참조).



주: 어머니 양육은 별도의 육아지원서비스를 이용하지 않고 집에서 어머니의 양육을 받는 아동을 의미함. 대리 양육은 어머니 양육을 제외한 값으로 개인대리양육자(조부모와 같은 혈연과 비혈연 관계가 모두 해당됨), 어린이집, 유치원, 반일제 이상 학원을 모두 포함함.

[그림 V-1-1] 연도별 돌봄 유형 추이

이어서, 연도별로 육아지원기관 이용 유형의 추이를 살펴보았다. 그 결과, 1~2차년도 까지는 어머니 양육을 받는 비율이 각각 83.6%와 73.5%로 가장 높았다. 3차 년도를 기준으로 어머니 양육의 비율은 46.8%, 어린이집 이용 비율은 43.3%로 어머니 양육을 받는 경우와 어린이집을 이용하는 비율이 유사한 수준으로 나타났으며, 4차년도 이후는 어린이집, 유치원, 반일제 이상 학원의 기관이용의 비율이 높게 나타났다. 초등학교 입학 시기가 가까워지는 6차년도에는 유치원의 비율이 57.5%로 가장 높았다(표 V-1-3 참조).

<표 V-1-3> 연도별 기관 유형 추이

| 구분 | 단위: %(명) | | | | | |
|-----------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| | 1차년도 (2008년) | 2차년도 (2009년) | 3차년도 (2010년) | 4차년도 (2011년) | 5차년도 (2012년) | 6차년도 (2013년) |
| 어머니 양육 | 83.6(1,736) | 73.5(1,399) | 46.8(842) | 15.6(273) | 3.2(55) | 0.5(8) |
| 개인대리양육자 | 14.2(294) | 15.5(295) | 9.3(168) | 1.6(28) | 0.0(0) | 0.0(0) |
| 어린이집 | 2.2(46) | 11.0(209) | 43.3(780) | 79.0(1,384) | 58.8(1,000) | 38.1(634) |
| 유치원 | 0.0(0) | 0.0(0) | 0.0(0) | 1.7(29) | 33.1(564) | 57.5(956) |
| 반일제 이상 학원 | 0.0(0) | 0.0(0) | 0.6(10) | 2.2(39) | 4.9(83) | 3.9(64) |
| 합계 | 100.0(2,076) | 100.0(1,903) | 100.0(1,800) | 100.0(1,753) | 100.0(1,702) | 100.0(1,662) |

아동이 생애 최초로 기관(어린이집, 유치원, 반일제 이상 학원)을 이용한 시기는 생후 1개월부터 52개월까지로 다양하였으며, 만 2세 시점에 가장 많은 아동이 기관을 이용하기 시작하는 것으로 나타났다.

〈표 V-1-4〉 기관 이용 최초시작시기의 특성

| | | 단위: %(수) | |
|------|---------|-----------------|--------------|
| 최소값 | 생후 1개월 | 만0세(생후 0~11개월) | 9.0(137) |
| 최대값 | 생후 52개월 | 만1세(생후 12~23개월) | 29.4(445) |
| 평균 | 27.01개월 | 만2세(생후 24~35개월) | 44.1(669) |
| 표준편차 | 11.25개월 | 만3세(생후 36~47개월) | 16.9(256) |
| | | 만4세(생후 48개월~) | 14.6(221) |
| 수 | 1,516 | 계 | 100.0(1,516) |

한편 통제변인으로 사용된 아동이 기관 외에 이용하는 특기활동 프로그램의 수와 종류는 <표 V-1-5>과 같다. 아동의 연령이 증가함에 따라 이용하는 특기활동 프로그램이 늘어났으며, 만 5세 때에는 특기활동 이용자가 다소 감소하였다. 프로그램의 종류도 점차 다양한 과목으로 세분화되어 나타났다.

〈표 V-1-5〉 기관 외 특기활동 프로그램 이용 수

| | | 단위: 명 | | | | | |
|----------|-------------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| 구분 | | 1차년도 (2008년) | 2차년도 (2009년) | 3차년도 (2010년) | 4차년도 (2011년) | 5차년도 (2012년) | 6차년도 (2013년) |
| 0개 | | 1,784 | 1,602 | 1,414 | 1,178 | 897 | 1,395 |
| 1개 | | 75 | 241 | 277 | 378 | 433 | 90 |
| 2개 이상 | | 5 | 61 | 110 | 170 | 373 | 177 |
| 합계 | | 1,864 | 1,904 | 1,801 | 1,726 | 1,703 | 1,662 |
| 종류(중복이용) | 미술 | 0 | 1 | 40 | 57 | 109 | 77 |
| | 음악 | 0 | 50 | 47 | 21 | 24 | 22 |
| | 체육 | 0 | 17 | 71 | 44 | 77 | 78 |
| | 과학 | 0 | 0 | | 2 | 7 | 10 |
| | 수학 | 0 | 0 | 3 | 46 | 230 | 102 |
| | 한글(국어) | 1 | 7 | 61 | 328 | 581 | 152 |
| | 교과이용프로그램/컴퓨터/감각조작 | 0 | 103 | 56 | 90 | 98 | 34 |
| | 한자 | 0 | 0 | 2 | | 19 | 19 |
| | 영어 | 0 | 0 | 17 | 65 | 98 | 54 |
| | 기타 외국어 | 0 | 2 | 1 | 2 | 1 | 2 |
| | 창의성프로그램 | 0 | 0 | 0 | 0 | 58 | 26 |
| | 통합(2개이상) | 41 | 167 | 224 | 102 | 32 | 4 |
| | 기타 | 43 | 19 | 14 | 27 | 5 | 0 |

나. 만 0~2세의 돌봄 및 기관 유형에 따른 영유아 발달

1) 만 0~2세 돌봄 및 기관 유형에 따른 영아 발달: 동일시점의 차이 분석

먼저 '어머니 양육'과 '대리 양육'의 돌봄 유형에 따른 동일시점에서의 K-ASQ 영아 발달 점수 차이를 살펴본 결과, 만 0세의 돌봄 유형에 따른 차이는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 만 1세의 경우 어머니가 양육하는 아동보다 기관이나 다른 사람에 의해 대리 양육을 받는 아동이 '대근육 운동' 점수가 다소 높게 나타났다. 만 2세의 경우 '의사소통'과 '대근육 운동'에 있어 어머니 양육 아동과 대리 양육 아동 간 유의한 차이가 발견되었으며, 만 1세와 마찬가지로 대리 양육을 받는 아동의 발달 점수가 높게 나타났다.

〈표 V-1-6〉 돌봄 유형에 따른 만 0~2세의 발달 차이: K-ASQ 점수

| 구분 | 의사소통 | | 대근육운동 | | 소근육운동 | | 문제해결 | | 개인/사회성 | | (수) |
|--------------------|--------|-------|---------|-------|-------|-------|-------|-------|--------|-------|---------|
| | 평균 | 표준 편차 | 평균 | 표준 편차 | 평균 | 표준 편차 | 평균 | 표준 편차 | 평균 | 표준 편차 | |
| w1(0세) → 0세 | | | | | | | | | | | |
| 어머니 양육 | 53.69 | 8.83 | 57.21 | 6.66 | 54.52 | 8.92 | 56.12 | 7.38 | 54.51 | 8.38 | (1,662) |
| 대리 양육 | 52.73 | 9.86 | 56.49 | 7.24 | 54.92 | 8.46 | 55.58 | 7.14 | 53.66 | 8.47 | (328) |
| <i>t</i> | 1.64 | | 1.66 | | -0.75 | | 1.21 | | 1.68 | | |
| w2(1세) → 1세 | | | | | | | | | | | |
| 어머니 양육 | 49.27 | 11.37 | 56.33 | 9.15 | 47.72 | 11.96 | 49.46 | 12.09 | 52.26 | 11.04 | (1,399) |
| 대리 양육 | 49.05 | 11.13 | 57.27 | 7.76 | 47.78 | 11.61 | 49.69 | 11.38 | 53.13 | 10.61 | (503) |
| <i>t</i> | 0.39 | | -2.20* | | -0.10 | | -0.37 | | -1.53 | | |
| w3(2세) → 2세 | | | | | | | | | | | |
| 어머니 양육 | 52.09 | 11.48 | 56.79 | 6.41 | 53.12 | 8.99 | 54.03 | 7.77 | 54.58 | 9.19 | (831) |
| 대리 양육 | 53.46 | 10.61 | 57.70 | 5.52 | 53.46 | 8.82 | 54.13 | 7.92 | 55.08 | 8.45 | (945) |
| <i>t</i> | -2.59* | | -3.17** | | -0.80 | | -0.27 | | -1.18 | | |

* $p < .05$, ** $p < .01$.

이어서 기관 이용 유형에 따른 만 0~2세 영아의 K-ASQ 점수의 평균 차이를 분석하였다. 0세와 2세의 의사소통 점수는 동일연도 기관 이용 유형에 따라 차이가 있었는데, 어린이집에 다니는 경우보다 어머니 양육이나 개인 대리양육을 이용하는 경우의 점수가 더 높았다.

2세의 대근육 운동 발달은 동일연도 기관이용 유형에 따라 차이가 있었고,

어린이집을 이용하는 경우가 어머니 양육인 경우보다 높았다.

<표 V-1-7> 기관 유형에 따른 만 0~2세의 발달 차이: K-ASQ 점수

| 구분 | 의사소통 | | 대근육운동 | | 소근육운동 | | 문제해결 | | 개인/사회성 | | (수) |
|--------------------|--------------------|-------|--------------------|-------|-------|-------|-------|-------|--------|-------|---------|
| | 평균 | 표준 편차 | 평균 | 표준 편차 | 평균 | 표준 편차 | 평균 | 표준 편차 | 평균 | 표준 편차 | |
| w1(0세) → 0세 | | | | | | | | | | | |
| 어머니 양육 | 53.69 ^a | 8.83 | 57.21 | 6.66 | 54.52 | 8.92 | 56.12 | 7.38 | 54.51 | 8.38 | (1,662) |
| 개인대리양육자 | 53.38 ^a | 9.39 | 56.44 | 7.47 | 55.02 | 8.37 | 55.74 | 6.98 | 53.89 | 8.24 | (284) |
| 어린이집 | 48.52 ^b | 11.74 | 56.82 | 5.51 | 54.32 | 9.12 | 54.55 | 8.13 | 52.16 | 9.79 | (44) |
| <i>F</i> | 7.13 ^{**} | | 1.60 | | 0.40 | | 1.24 | | 2.23 | | |
| w2(1세) → 1세 | | | | | | | | | | | |
| 어머니 양육 | 49.27 | 11.37 | 56.33 | 9.15 | 47.72 | 11.96 | 49.46 | 12.09 | 52.26 | 11.04 | (1,399) |
| 개인대리양육자 | 48.71 | 11.19 | 57.14 | 7.85 | 47.62 | 11.69 | 49.74 | 11.10 | 52.86 | 10.98 | (294) |
| 어린이집 | 49.52 | 11.06 | 57.44 | 7.66 | 48.01 | 11.53 | 49.62 | 11.78 | 53.52 | 10.07 | (209) |
| <i>F</i> | 0.39 | | 2.15 | | 0.07 | | 0.08 | | 1.39 | | |
| w3(2세) → 2세 | | | | | | | | | | | |
| 어머니 양육 | 52.09 ^a | 11.48 | 56.79 ^a | 6.41 | 53.12 | 8.99 | 54.03 | 7.77 | 54.58 | 9.19 | (831) |
| 개인대리양육자 | 51.14 ^a | 13.13 | 57.35 | 5.47 | 52.95 | 9.01 | 53.55 | 8.22 | 53.80 | 9.00 | (166) |
| 어린이집 | 53.90 ^b | 9.98 | 57.76 ^b | 5.55 | 53.54 | 8.80 | 54.25 | 7.89 | 55.32 | 8.33 | (769) |
| 반일제이상학원 | 58.00 | 4.22 | 58.50 | 3.37 | 55.50 | 7.98 | 54.50 | 4.97 | 58.00 | 6.32 | (10) |
| <i>F</i> | 5.71 ^{**} | | 3.69 [*] | | 0.59 | | 0.39 | | 2.20 | | |

* $p < .05$, ** $p < .01$.

2) 영아의 기관 이용 특성이 만 0~5세 발달에 미치는 영향

가) 만 0세의 기관 이용 특성이 만 0~5세 발달에 미치는 영향

0세의 기관 이용 특성이 동일년도를 비롯한 이후 5세까지의 영유아 발달에 미치는 영향을 분석하였으며, 그 중 가독성을 위해 유의미한 결과만을 <표 V-1-8>에 제시하였다. 여기서 기관 유형 변인(개인대리양육, 어린이집)은 더미변수로서, 해당 유형을 제외한 나머지 유형과 비교했을 때 회귀계수의 해석에 의미가 있다. 먼저 0세에 이용하는 기관 외 특기활동 수가 많을수록 1세의 K-ASQ의 의사소통 점수가 높았고($\beta = 0.056$, $p < .05$), 문제해결력 또한 높았다($\beta = 0.056$, $p < .05$). 또한 2세의 소근육 발달 점수가 높았으며($\beta = 0.055$, $p < .05$), 3세의 표현 어휘력 점수가 높았다($\beta = 0.053$, $p < .05$). 마지막으로, 0세에 어린이집을 주 육아지원기관으로 이용하는 경우, 어머니 양육과 개인대리양육자

를 이용하는 경우보다 4세의 놀이방해 점수가 더 높았다($\beta = 0.069, p < .05$).

아동 성별을 기준으로, 1세의 K-ASQ 의사소통 점수와 문제해결 점수, 2세의 소근육 운동, 3세의 표현 어휘력 점수 모두 여아가 유의미하게 높았으며, 4세의 놀이방해 수준은 반대로 여아가 낮게 나타났다. 모 학력의 경우, 학력이 높을수록 3세의 표현 어휘력 점수가 높았고, 4세의 놀이 방해 수준은 낮아지는 것으로 나타났다.

<표 V-1-8> 만 0세의 기관 이용 특성이 영유아 발달에 미치는 영향

| 구분 | 1세 | | 1세 | | 2세 | | 3세 | | 4세 | |
|----------------|---------------------------|-------|---------------------------|-------|-----------------------------|-------|-----------------------|-------|-------------------|------|
| | K-ASQ 의사소통 (n = 1,673) | | K-ASQ 문제해결 (n = 1,673) | | K-ASQ 소근육 운동 (n = 1,555) | | 표현 어휘력 (n = 1,529) | | 놀이방해 (n = 901) | |
| | β | S.E. | β | S.E. | β | S.E. | β | S.E. | β | S.E. |
| w1(0세) (상수) | | 4.549 | | 4.808 | | 3.757 | | 5.717 | | .253 |
| 아동 성별 | .149** | .547 | 0.073* | .578 | 0.126** | .450 | .096** | .684 | -.249** | .030 |
| 기질: 정서성 | -.022 | .457 | -0.022 | .483 | -.015 | .375 | -.006 | .569 | -.030 | .025 |
| 기질: 활동성 | .050* | .704 | 0.01 | .744 | .027 | .580 | -.048 | .889 | .059 | .039 |
| 모 취업여부 | -.009 | .840 | -0.036 | .888 | .033 | .694 | .040 | 1.053 | .070 | .048 |
| 모 학력 | -.034 | .346 | -0.033 | .366 | .009 | .284 | .172*** | .434 | -.082* | .019 |
| 가구소득 | .033 | .718 | 0.052 | .759 | .013 | .597 | -.011 | .901 | -.012 | .040 |
| 기관외 특활동 | .056* | 1.195 | 0.053* | 1.264 | .055* | .997 | .056* | 1.509 | .028 | .065 |
| 개인대리양육자 | -.017 | 1.057 | 0.012 | 1.117 | -.043 | .870 | .003 | 1.323 | -.070 | .059 |
| 어린이집 | -.008 | 2.079 | -0.03 | 2.197 | -.039 | 1.657 | .036 | 2.566 | .069* | .120 |
| F | 5.769*** | | 2.440** | | 3.968*** | | 8.746*** | | 8.909*** | |
| R ² | .030 | | .013 | | .023 | | .049 | | .083 | |

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

나) 만 1세의 기관 이용 특성이 만 1~5세 발달에 미치는 영향

만 1세의 기관 이용 특성이 동일년도를 포함한 이후 5세까지의 발달에 미치는 영향을 회귀분석을 통해 살펴보았으며, 그 중 유의한 결과만을 <표 V-1-9>에 제시하였다. 먼저 1세 때 이용하는 기관 외 특기활동 수가 많을수록 동일연도(1세)의 K-ASQ 대근육 운동 발달 점수와($\beta = 0.049, p < .05$), 2세의 K-ASQ 소근육 발달 점수($\beta = 0.053, p < .05$), 3세의 표현 어휘력 점수($\beta = 0.093, p < .001$)에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한, 2세 때 개인대리양육을 주로 이용하는 경우 동일연도(2세)의 K-ASQ 대근육 발달 점수에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다($\beta = 0.084, p < .05$).

〈표 V-1-9〉 만 1세의 기관 이용 특성이 영유아 발달에 미치는 영향

| 구분 | 1세 K-ASQ: 대근육 운동 (n = 1,858) | | 2세 K-ASQ: 대근육 운동 (n = 1,686) | | 2세 K-ASQ: 소근육 운동 (n = 1,686) | | 3세 표현 어휘력 (n = 1,623) | | 4세 인지 발달 (n = 956) | | 5세 놀이 방해 (n = 1,145) | |
|----------------|------------------------------------|-------|------------------------------------|-------|------------------------------------|-------|-----------------------------|-------|--------------------------|-------|----------------------------|---------------------|
| | β | S.E. | β | S.E. | β | S.E. | β | S.E. | β | S.E. | β | S.E. |
| w2(1세) (상수) | | 3.334 | | | | | | | | | | |
| 아동 성별 | .033 | .410 | .081 ^{***} | 2.355 | 0.107 ^{***} | 3.456 | 0.097 ^{***} | 5.489 | .160 ^{***} | 6.845 | .215 | .276 ^{***} |
| 기질: 정서성 | -.048 [*] | .331 | -.034 | .232 | -0.016 | .425 | -0.045 | .539 | .010 | .671 | .026 | 0.003 |
| 기질: 활동성 | .045 | .610 | .034 | .430 | 0.048 | .630 | -0.015 | 1.005 | .032 | 1.253 | .039 | 0.070 |
| 모 취업여부 | .003 | .708 | -.044 | .497 | 0.072 | .729 | 0.081 | 1.149 | .083 | 1.449 | .045 | .006 |
| 모 학력 | .017 | .259 | -.041 | .182 | 0.004 | .267 | 0.135 ^{***} | .426 | .096 ^{**} | .532 | .016 | -.122 |
| 가구소득 | -.016 | .486 | -.005 | .342 | 0.007 | .501 | -0.006 | .792 | .034 | .962 | .031 | -.008 |
| 기관 외 특기활동 | .049 [*] | .425 | -.032 | .303 | 0.053 [*] | .445 | 0.093 ^{***} | .694 | .013 | .855 | .026 | 0.041 |
| 개인대리양육자 | .031 | .862 | .084 [*] | .604 | -0.047 | .886 | -0.016 | 1.398 | .006 | 1.763 | .054 | 0.023 |
| 어린이집 | .042 | .828 | .059 | .584 | -0.062 [*] | .857 | -0.037 | 1.345 | -.094 [*] | 1.649 | .052 | 0.104 ^{**} |
| F | 2.107 [*] | | 3.104 ^{**} | | 3.960 ^{***} | | 9.017 ^{***} | | 6.275 ^{***} | | 14.142 ^{***} | |
| R ² | .010 | | .016 | | .021 | | .048 | | .056 | | .101 | |

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

마지막으로, 2세 때 어린이집을 주 육아지원기관으로 이용하는 경우 2세의 K-ASQ 소근육 발달 점수와($\beta = -0.062, p < .05$), 4세의 인지 발달에는 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다($\beta = -0.094, p < .05$). 5세의 놀이 방해 점수 또한 높아지는 것으로 양상을 보였다($\beta = 0.104, p < .01$).

또한, 2세의 K-ASQ 대소근육 발달과 3세의 표현 어휘력 점수, 4세의 인지 발달 모두 여아의 경우 높았으며, 5세의 놀이 방해 수준은 반대로 여아가 낮았다. 또 학력의 경우, 학력이 높을수록 3세의 표현 어휘력 점수가 높았고, 4세의 인지 발달 수준은 높고 놀이 방해 수준은 낮아지는 것으로 나타났다.

다) 만 2세의 기관 이용 특성이 만 2~5세 발달에 미치는 영향

다음으로 만 2세의 기관 이용 특성이 이후 3세까지의 발달에 미치는 영향을 살펴보았으며, 유의한 결과만을 <표 V-1-10>에 제시하였다. 먼저 2세 때 이용하는 기관 외 특기활동 수가 많을수록 동일연도(2세)의 K-ASQ 소근육 운동과($\beta = 0.086, p < .001$), 3세의 표현 어휘력 점수에 긍정적 영향을 미치는 것으로 나타났다($\beta = 0.085, p < .001$). 구체적으로 2세 때 이용한 기관 외 특기활동 수가 많으면 동일 연도의 소근육 운동 점수가 높고, 이후 년도의 표현 어휘력도 좋아지는 것으로 나타났다.

2세 때 개인대리양육을 주로 이용하는 경우 동일연도(2세)의 K-ASQ 의사소통 점수에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다($\beta = -0.085, p < .01$). 반면 2세 때 어린이집을 주로 이용하는 경우, 2세의 의사소통($\beta = 0.087, p < .01$)과 개인/사회성($\beta = 0.07, p < .05$), 놀이 상호작용($\beta = 0.127, p < .001$)에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 3세의 놀이 단절 수준 또한 낮아졌다($\beta = -0.061, p < .05$).

또한, 2세의 K-ASQ 의사소통, 소근육 발달, 개인/사회성 점수 모두 여아가 높았으며, 3세의 놀이 상호작용 수준과 표현 어휘력 또한 여아가 높고 반대로 놀이 단절은 낮은 것으로 나타났다. 기질 또한 발달에 유의미한 영향을 미쳤는데, 부정적 정서성이 낮을 때 의사소통, 소근육 운동, 개인/사회성 점수가 모두 높았고(2세), 3세의 놀이 상호작용과 표현 어휘력 또한 높았다. 반대로 부정적 정서성이 높을 때 3세의 놀이 단절은 유의미하게 낮았다. 기질 중 활동성이 높을 때 소근육 운동과 놀이 상호작용 수준은 긍정적이었다. 마지막으로, 모 학력이 높을수록 3세의 표현 어휘력을 긍정적으로 예측했다.

〈표 V-1-10〉 만 2세의 기온 이용 특성이 만 2~3세 발달에 미치는 영향

| 구분 | 2세 | | 2세 | | 3세 | | 3세 | | 3세 | |
|----------------|----------------------------|------------------------------|------------------------------|----------------------------|----------------------|-----------------------|---------|------|---------|-------|
| | K-ASQ: 의사소통 (n = 1,622) | K-ASQ: 소근육 운동 (n = 1,622) | K-ASQ: 개인/사회성 (n = 1,622) | K-ASQ: 상호작용 (n = 1,503) | 놀이 단절 (n = 1,503) | 표현 어휘력 (n = 1,531) | β | S.E. | β | S.E. |
| w3(2세) | | | | | | | | | | |
| (상수) | 4.273 | 3.511 | 3.496 | .192 | .183 | | | | | |
| 아동 성별 | .196 ^{***} | .438 | 0.103 ^{***} | .150 ^{***} | .023 | .094 ^{***} | | | | 5.572 |
| 기질: 정서성 | -.086 ^{***} | -.073 ^{**} | -.078 ^{**} | -.139 ^{***} | .019 | -.060 [*] | | | | .693 |
| 기질: 활동성 | .004 | 0.068 ^{**} | 0.063 | .146 ^{***} | .033 | -.032 | | | | .569 |
| 모 취업여부 | .041 | 0.018 | -.021 | .012 | .031 | .007 | | | | 1.000 |
| 모 학력 | .057 [*] | 0.011 | -.014 | -.010 | .014 | .162 ^{***} | | | | .938 |
| 가구소득 | .080 ^{**} | -.004 | 0.007 | .024 | .026 | .007 | | | | .436 |
| 기반 외 특활동 | .034 | 0.086 ^{***} | 0.034 | .048 | .018 | .085 ^{***} | | | | .799 |
| 개인대리양육자 | -.085 ^{**} | -.023 | -.005 | -.019 | .018 | .030 | | | | 0.538 |
| 어린이집 | .087 ^{**} | 0.054 | 0.07 | .127 ^{***} | .028 | .034 | | | | 1.489 |
| 반원제 이상 학원 | .041 | 0.015 | 0.028 | -.012 | .141 | .020 | | | | 0.84 |
| F | 13.287 ^{***} | 5.430 ^{***} | 4.234 ^{***} | 12.799 ^{***} | 7.580 ^{***} | 8.566 ^{***} | | | | 4.323 |
| R ² | .076 | .033 | .026 | .079 | .048 | .053 | | | | |

* p < .05, ** p < .01, *** p < .001.

다음으로 만 2세의 기관 이용 특성이 만 4세 발달에 미치는 영향을 살펴보았으며, 유의한 결과만을 <표 V-1-11>에 제시하였다. 먼저 2세 때 이용하는 기관 외 특기활동 수가 많을수록 4세의 문제 행동 총점이 유의하게 높아졌으며($\beta = 0.119, p < .001$), 하위 영역인 내재화($\beta = 0.113, p < .001$) 및 외현화($\beta = 0.099, p < .001$) 문제 또한 높았다. 2세 때 어린이집을 주로 이용할 때, 4세의 놀이 방해 점수와($\beta = 0.104, p < .01$) 외현화 점수를($\beta = 0.078, p < .01$) 높이는 것으로 나타났다.

성별에 따른 영향력에도 차이가 있었는데, 여아일 때 놀이 방해와 문제 행동 점수가 낮은 것으로 나타났다. 기질 중, 부정적 정서성이 높을수록 4세의 문제 행동이 높아졌으며, 활동성은 4세의 놀이 방해에만 영향을 미쳤다. 또한 모가 취업인 경우 4세의 문제 행동이 유의미하게 낮아졌으며, 모 학력이 높을 때 놀이 방해 수준이 낮았다. 2세의 가구 소득은 4세의 문제 행동에 부적인 영향을 미쳤다.

<표 V-1-11> 만 2세의 기관 이용 특성이 만 4세 발달에 미치는 영향

| 구분 | 4세 | | 4세 | | 4세 | | 4세 | |
|----------------|--------------------|-------|------------------------------|-------|--------------------------|-------|--------------------------|-------|
| | 놀이 방해 (n = 904) | | CBCL: 문제행동 총합 (n = 1,498) | | CBCL: 내재화 (n = 1,498) | | CBCL: 외현화 (n = 1,498) | |
| | β | S.E. | β | S.E. | β | S.E. | β | S.E. |
| w3(2세) (상수) | | 0.244 | | 3.872 | | 3.813 | | 3.734 |
| 아동 성별 | -.260*** | 0.029 | -.077** | .478 | -0.039 | 0.471 | -.117*** | 0.461 |
| 기질: 정서성 | .007 | 0.025 | 0.303*** | .394 | 0.296*** | 0.388 | .294*** | 0.38 |
| 기질: 활동성 | .070* | 0.042 | -0.028 | .689 | -0.034 | 0.678 | -.017 | 0.664 |
| 모 취업여부 | .076 | 0.039 | -0.069* | .650 | -0.044 | 0.64 | -0.081** | 0.627 |
| 모 학력 | -.109*** | 0.018 | 0.012 | .300 | 0.031 | 0.296 | -0.037 | 0.29 |
| 가구소득 | .016 | 0.034 | -0.096*** | .558 | -.084** | 0.55 | -0.083** | 0.538 |
| 기관 외 특기활동 | .016 | 0.024 | 0.119*** | .377 | .113*** | 0.371 | 0.099*** | 0.363 |
| 개인대리양육자 | -.031 | 0.063 | 0.047 | 1.028 | 0.028 | 1.012 | 0.053 | 0.991 |
| 어린이집 | .104** | 0.035 | 0.043 | .578 | -0.001 | 0.57 | 0.078** | 0.558 |
| 반일제 이상 학원 | -.043 | 0.255 | -0.029 | 3.297 | -.018 | 3.246 | -0.02 | 3.179 |
| F | 10.270*** | | 20.539*** | | 17.786*** | | 21.412*** | |
| R ² | .103 | | .121 | | .107 | | .126 | |

** $p < .01$, *** $p < .001$.

다음으로 만 2세의 기관 이용 특성이 만 5세 발달에 미치는 영향을 살펴보았으며, 유의한 결과는 <표 V-1-12>과 같다. 먼저 2세 때 이용하는 기관 외 특기

활동 수가 많을수록 5세의 문제 행동 총점이 유의하게 높아졌으며($\beta = 0.088, p < .01$), 내재화 문제($\beta = 0.106, p < .001$) 및 외현화 문제($\beta = 0.056, p < .05$) 또한 높아지는 것으로 나타났다. 2세 때 개인대리양육을 주로 이용하는 경우 5세의 놀이 상호작용에는 부정적인 영향을 미쳤으며($\beta = -0.078, p < .05$), 문제 행동 또한 높아지는 것으로 나타났다. 또한 2세 때 어린이집을 주로 이용할 때, 5세의 놀이 방해 점수와($\beta = 0.119, p < .01$) 외현화 점수는($\beta = 0.068, p < .05$) 유의미하게 높아졌다.

〈표 V-1-12〉 만 2세의 기관 이용 특성이 만 5세 발달에 미치는 영향

| 구분 | 5세 놀이 상호작용 (n = 1,083) | | 5세 놀이 방해 (n = 1,083) | | 5세 CBCL: 문제행동 (n = 1,454) | | 5세 CBCL: 내재화 (n = 1,454) | | 5세 CBCL: 외현화 (n = 1,454) | |
|----------------|------------------------------|-------|----------------------------|------|---------------------------------|-------|--------------------------------|-------|--------------------------------|-------|
| | β | S.E. | β | S.E. | β | S.E. | β | S.E. | β | S.E. |
| | w3(2세) (상수) | | 0.191 | .216 | | 4.085 | | 4.001 | | 3.866 |
| 아동 성별 | .188** | 0.023 | -.273** | .026 | -.007* | .505 | -.042 | .495 | -.116** | .478 |
| 기질: 정서성 | -.044 | 0.019 | -.001 | .022 | .026** | .412 | .245** | .404 | .266** | .390 |
| 기질: 활동성 | .001 | 0.033 | .052 | .038 | -.020 | .720 | -.0046 | .705 | .008 | .681 |
| 모 취업여부 | .065 | 0.031 | .019 | .035 | -.092* | .689 | -.0072* | .675 | -.096* | 0.652 |
| 모 학력 | -.031 | 0.015 | -.095* | .017 | .014 | .317 | .037 | .311 | -.030 | .300 |
| 가구소득 | .043 | 0.027 | -.027 | .031 | -.0067* | .590 | -.087* | .578 | -.043 | .559 |
| 기관 외 특기활동 | .018 | 0.018 | -.011 | .021 | .0088* | .402 | .106** | .393 | .056* | .380 |
| 개인대리양육자 | -.078* | 0.05 | .046 | .057 | .0073* | 1.080 | .0071* | 1.058 | .066* | 1.022 |
| 어린이집 | -.052 | 0.028 | .119** | .032 | 0.033 | .611 | 0.005 | .599 | .068* | .579 |
| 반일제 이상 학원 | -.0018 | 0.192 | .019 | .217 | 0.028 | 3.426 | 0.04 | 3.356 | .020 | 3.242 |
| F | 5.073** | | 12.103** | | 14.763** | | 13.464** | | 15.905** | |
| R ² | .045 | | .101 | | .093 | | .085 | | .099 | |

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

다. 만 3세의 기관 이용 특성에 따른 유아 발달

1) 만 3세 돌봄 및 기관 유형에 따른 유아 발달: 동일시점의 차이분석

만 3세의 돌봄 유형에 따른 동일 년도 또래관계의 차이를 살펴본 결과, ‘어머니 양육’보다 개인대리양육, 어린이집 등을 이용하는 ‘대리 양육’인 경우 놀이 상호작용 수준이 더 높은 것으로 나타났다. 놀이 방해 수준 또한 대리 양육의

경우가 평균 2.25점으로 더 높았으며, 놀이 단절 수준은 통계적으로 유의한 차이가 없었다.

〈표 V-1-13〉 돌봄 유형에 따른 만 3세의 발달 차이: 또래관계

| 구분 | 놀이 상호작용 | | | 놀이 방해 | | | 놀이 단절 | | |
|-------------------|----------|------|-------|--------|------|-------|-------|------|-------|
| | 평균 | 표준편차 | (수) | 평균 | 표준편차 | (수) | 평균 | 표준편차 | (수) |
| w4(3세)→ 3세 | | | | | | | | | |
| 어머니 양육 | 3.30 | 0.53 | 267 | 2.19 | 0.40 | 267 | 1.98 | 0.43 | 267 |
| 대리 양육 | 3.47 | 0.47 | 1,429 | 2.25 | 0.40 | 1,428 | 1.95 | 0.45 | 1,429 |
| <i>t</i> | -5.28*** | | | -2.24* | | | 0.91 | | |

주: 어머니 양육은 별도의 육아지원서비스를 이용하지 않고 집에서 어머니의 양육을 받는 아동을 의미함. 대리 양육은 어머니 양육을 제외한 값으로 개인대리양육자(조부모와 같은 혈연과 비혈연 관계가 모두 해당됨), 어린이집, 유치원, 반일제 이상 학원을 모두 포함함.
* $p < .05$, *** $p < .001$.

이어서, 만 3세의 돌봄 유형에 따른 어휘력 발달을 살펴보았다. 그 결과 어머니 양육인 경우보다 대리 양육인 경우의 어휘력 발달이 다소 높았다. 그러나 어머니 양육과 대리 양육의 두 집단 간 통계적으로 유의미한 차이는 발견되지 않았다.

〈표 V-1-14〉 돌봄 유형에 따른 만 3세의 발달 차이: REVT

| 구분 | 표현 어휘력 | | | 수용 어휘력 | | |
|-------------------|--------|--------|-------|--------|-------|-------|
| | 평균 | 표준편차 | (수) | 평균 | 표준편차 | (수) |
| w4(3세)→ 3세 | | | | | | |
| 어머니 양육 | 28.94 | 15.42 | 272 | 31.91 | 16.51 | 270 |
| 대리 양육 | 29.96 | 13.478 | 1,459 | 33.37 | 15.78 | 1,454 |
| <i>t</i> | -1.114 | | | -1.384 | | |

마지막으로, 만 3세 기관 이용 유형에 따른 또래 관계와 어휘력 발달의 평균 차이를 분석하였다(표 V-1-15 참조). 그 결과 놀이 상호작용 점수에서 집단 간의 차이가 통계적으로 유의미하게 나타났는데, 어린이집이 주 이용 기관일 경우가 평균 3.48점, 어머니 양육일 경우는 평균 3.30점으로 어린이집인 경우가 어머니 양육인 경우보다 유의미하게 높았다.

〈표 V-1-15〉 기관 유형에 따른 만 3세의 발달 차이: 또래관계 및 REVT

| 구분 | 놀이상호작용 | | 놀이방해 | | 놀이단절 | | (수) | 표현어휘력 | | (수) | 수용어휘력 | | (수) |
|-------------------|---------------------|-------|------|-------|------|-------|---------|-------|-------|---------|-------|-------|---------|
| | 평균 | 표준 편차 | 평균 | 표준 편차 | 평균 | 표준 편차 | | 평균 | 표준 편차 | | 평균 | 표준 편차 | |
| w4(3세)→ 3세 | | | | | | | | | | | | | |
| 어머니 양육 | 3.30 ^a | 0.53 | 2.19 | 0.40 | 1.98 | 0.43 | (267) | 28.94 | 15.42 | (272) | 31.91 | 16.51 | (270) |
| 개인 대리양육자 | 3.22 | 0.53 | 2.24 | 0.45 | 1.99 | 0.44 | (27) | 33.78 | 16.17 | (27) | 40.35 | 16.50 | (26) |
| 어린이집 | 3.48 ^b | 0.47 | 2.25 | 0.40 | 1.94 | 0.46 | (1,340) | 29.93 | 13.43 | (1,364) | 33.33 | 15.81 | (1,362) |
| 유치원 | 3.44 | 0.44 | 2.26 | 0.35 | 2.06 | 0.37 | (28) | 30.03 | 13.06 | (29) | 32.79 | 12.90 | (28) |
| 반일제 이상학원 | 3.37 | 0.39 | 2.23 | 0.29 | 2.09 | 0.44 | (34) | 28.13 | 13.43 | (39) | 30.55 | 15.27 | (38) |
| <i>F</i> | 9.49 ^{***} | | 1.30 | | 1.61 | | (1,696) | 1.00 | | (1,731) | 2.05 | | (1,724) |

*** $p < .001$.

2) 만 3세의 기관 이용 특성이 만 3~5세 발달에 미치는 영향

3세의 기관 이용 특성이 동일 년도를 포함한 이후 년도의 유아 발달에 미치는 영향을 회귀분석하였으며, 그 결과는 <표 V-1-16>과 같다.

〈표 V-1-16〉 만 3세의 기관 이용 특성이 만 3세 발달에 미치는 영향 : 또래 상호작용 및 REVT

| 구분 | 3세 어머니 평정 | | 3세 | | 3세 | |
|---------------|-----------------------|-------------|----------------------|-------------|----------------------|-------------|
| | 놀이상호작용($n=1,369$) | | 표현어휘력($n=1,356$) | | 수용어휘력($n=1,351$) | |
| | β | <i>S.E.</i> | β | <i>S.E.</i> | β | <i>S.E.</i> |
| w4(3세) | | | | | | |
| (상수) | - | .211 | - | 6.062 | - | 7.224 |
| 아동 성별 | .172 ^{***} | .025 | .092 ^{**} | .731 | .050 | .871 |
| 기질: 정서성 | -.150 ^{***} | .021 | .007 | .590 | -.009 | .702 |
| 기질: 활동성 | .145 ^{***} | .037 | -.036 | 1.056 | -.037 | 1.261 |
| 모 취업여부 | -.010 | .031 | -.041 | .877 | -.046 | 1.044 |
| 모 학력 | .043 | .016 | .175 ^{***} | .451 | .089 ^{**} | .537 |
| 가구소득 | -.003 | .027 | .012 | .778 | -.025 | .928 |
| 기관 외 특기활동 | .074 ^{**} | .016 | .126 ^{***} | .458 | .096 ^{**} | .545 |
| 기관 이용 최장사기 | -.098 ^{**} | .002 | -.004 | .046 | -.073 | .054 |
| 어린이집 | .110 ^{**} | .046 | .098 [*] | 1.308 | .033 | 1.565 |
| 유치원 | .048 | .113 | .023 | 3.227 | .008 | 3.843 |
| 반일제 이상 학원 | .004 | .098 | .011 | 2.750 | -.005 | 3.324 |
| <i>F</i> | 13.997 ^{***} | | 8.005 ^{***} | | 3.105 ^{***} | |
| R^2 | 0.102 | | 0.061 | | 0.025 | |

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

먼저, 3세 아동의 기관 이용 특성이 3세 시점의 발달에 미치는 영향은 다음과 같다. 아동이 이용하는 기관 외 특기활동이 많을수록($\beta = 0.074, p < .01$), 기관을 이용하는 시기가 이룰수록($\beta = -0.098, p < .01$), 어린이집을 주 육아지원기관으로 이용할 때($\beta = 0.110, p < .01$) 또래관계에서 놀이상호작용이 높게 나타났다. 또한 여아이고, 아동의 부정적인 정서성이 낮고, 활동성이 높을수록 놀이상호작용은 높게 나타났다.

3세 때에 이용하는 기관 외 특기활동은 표현어휘력($\beta = 0.126, p < .000$)과 수용어휘력 점수($\beta = 0.096, p < .01$)를 정적으로 예측하였다. 어머니의 학력과 어휘력 간에도 정적 관계가 유의하게 발견되었다. 어린이집을 이용하는 경우 표현어휘력 점수가 높게 나타났다($\beta = 0.098, p < .05$).

다음으로 <표 V-1-17>과 같이 3세 때의 기관 이용 특성이 다음 해인 만 4세 때 발달에 미치는 영향에서는 어린이집을 이용하는 경우 교사가 평정한 놀이단절 행동은 줄어들고($\beta = -0.119, p < .05$), 인지발달($\beta = 0.142, p < .01$)과 언어발달($\beta = 0.124, p < .05$) 점수는 높게 나타났다($\beta = 0.098, p < .05$).

<표 V-1-17> 만 3세의 기관 이용 특성이 만 4세 발달에 미치는 영향
: 또래관계 및 인지·언어발달

| 구분 | 4세 교사 평정 놀이단절($r=800$) | | 4세 교사 평정 인지발달($r=800$) | | 4세 교사 평정 언어발달($r=800$) | |
|-----------------------|-----------------------------|------|-----------------------------|-------|-----------------------------|-------|
| | β | S.E. | β | S.E. | β | S.E. |
| w4(3세) | | | | | | |
| (상수) | - | .270 | - | 7.132 | - | 7.873 |
| 아동 성별 | -.122** | .031 | .142*** | .826 | .155*** | .912 |
| 기질: 정서성 | .087* | .025 | -.022 | .665 | -.009 | .734 |
| 기질: 활동성 | -.030 | .045 | -.022 | 1.199 | -.041 | 1.324 |
| 모 취업여부 | .043 | .038 | -.033 | .991 | .010 | 1.094 |
| 모 학력 | .007 | .019 | .043 | .512 | .097** | .566 |
| 가구소득 | -.028 | .033 | .124** | .880 | .031 | .972 |
| 기관 외 특기활동 | .051 | .019 | .053 | .502 | -.014 | .554 |
| 기관이용 최장시기 | -.028 | .002 | .020 | .053 | .060 | .058 |
| 어린이집 | -.119* | .056 | .142** | 1.480 | .124* | 1.634 |
| 유치원 | -.015 | .143 | .006 | 3.768 | .026 | 4.160 |
| 빈일제 이상 학원 | -.007 | .127 | .031 | 3.352 | .020 | 3.701 |
| <i>F</i> | 2.693** | | 4.021*** | | 3.213*** | |
| <i>R</i> ² | 0.036 | | 0.053 | | 0.043 | |

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

3세 아동의 기관 이용 특성이 만 5세가 되었을 때 발달에 미치는 영향에서는 기관 외에 이용하는 특기활동 수가 많을수록 언어발달($\beta = 0.069, p < .05$)과 수용어휘력($\beta = 0.073, p < .05$) 점수는 높게 나타났다. 기관을 이용한 시기가 늦을수록 놀이방해 행동은 낮게 나타났다($\beta = -0.128, p < .01$).

〈표 V-1-18〉 만 3세의 기관 이용 특성이 만 5세 발달에 미치는 영향
: 또래관계, 언어발달, REVT

| 구분 | 5세 교사 평정 놀이방해($TF=951$) | | 5세 교사 평정 언어발달($TF=951$) | | 5세 수용어휘력($TF=1,250$) | |
|-----------------------|------------------------------|-------------|------------------------------|-------------|---------------------------|-------------|
| | β | <i>S.E.</i> | β | <i>S.E.</i> | β | <i>S.E.</i> |
| w4(3세) | | | | | | |
| (상수) | - | .246 | - | 9.092 | - | 4.553 |
| 아동 성별 | -.272 ^{***} | .028 | .153 ^{***} | 1.029 | .135 ^{***} | .542 |
| 기질: 정서성 | .014 | .022 | .002 | .828 | -.019 | .434 |
| 기질: 활동성 | .076* | .041 | -.019 | 1.506 | .012 | .785 |
| 모 취업여부 | .030 | .033 | -.046 | 1.234 | -.039 | .649 |
| 모 학력 | -.117 ^{***} | .017 | .028 | .632 | .112 ^{***} | .333 |
| 가구소득 | .016 | .032 | .060 | 1.186 | .068* | .582 |
| 기관 외 특기활동 | .007 | .017 | .069* | .641 | .073* | .339 |
| 기관 이용 최장시기 | -.128 ^{**} | .002 | .035 | .064 | -.024 | .034 |
| 어린이집 | .020 | .050 | .054 | 1.855 | .020 | .971 |
| 유치원 | .024 | .133 | .032 | 4.918 | .029 | 2.361 |
| 반일제 이상 학원 | .029 | .112 | .016 | 4.124 | .029 | 1.998 |
| <i>F</i> | 11.205 ^{***} | | 3.241 ^{***} | | 5.610 ^{***} | |
| <i>R</i> ² | 0.116 | | 0.037 | | 0.047 | |

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

라. 만 4세의 기관 이용 특성에 따른 유아 발달

1) 만 4세 기관 이용 유형에 따른 유아 발달: 동일시점의 차이분석

4세부터는 어머니가 직접 양육하는 사례가 적어 돌봄 유형에 따른 비교는 하지 않고, 이용 기관 유형에 따른 비교를 실시하였다. 4세 기관 이용 유형에 따른 또래관계와 언어 및 인지발달의 점수 차이를 분석한 결과, 4세 놀이방해 수준에 집단간 유의미한 차이가 발견되었다. 어린이집 이용 아동이 2.07점으로 점수가 높는데 사후분석 결과는 유의미하지 않았다. 언어 발달 점수는 기관 이용 유형에 따라 통계적으로 유의미한 차이가 있었는데, 어린이집의 언어 점수가 유

치원의 경우보다 평균 106.17점으로 더 높았다. 추후 분석을 통해 지속적으로 확인해 보아야 할 이용기관 유형에 따른 차이로, 교사평정에 의한 인지·언어 발달 전반에 대한 척도 구성의 영향도 반영된 것으로 추정된다.

〈표 V-1-19〉 기관 유형에 따른 만 4세의 발달 차이: 또래관계 및 언어·인지발달

| 구분 | 놀이상호작용 | | 놀이방해 | | 놀이단절 | | 언어발달 | | 인지발달 | | (수) |
|-------------------|--------|------|--------|------|-------|------|---------------------|-------|--------|-------|---------|
| | 평균 | 표준편차 | 평균 | 표준편차 | 평균 | 표준편차 | 평균 | 표준편차 | 평균 | 표준편차 | |
| w5(4세)→ 4세 | | | | | | | | | | | |
| 어린이집 | 3.10 | 0.41 | 2.07 | 0.47 | 1.57 | 0.46 | 106.17 ^a | 11.91 | 103.14 | 13.45 | (632) |
| 유치원 | 3.11 | 0.34 | 2.00 | 0.42 | 1.53 | 0.42 | 103.70 ^b | 11.97 | 101.48 | 12.98 | (337) |
| 반일제야상학원 | 3.11 | 0.44 | 2.00 | 0.53 | 1.58 | 0.50 | 105.73 | 12.18 | 103.99 | 12.09 | (48) |
| <i>F</i> | 0.035 | | 3.017* | | 0.905 | | 4.746** | | 1.998 | | (1,215) |

주: 교사의 응답값이며, 미이용자 집단은 사례수가 작아서 제외함.

* $p < .05$, ** $p < .01$.

이어서 4세의 기관 이용 유형에 따라 동일 년도 유아의 문제행동 차이에서는 어린이집의 문제행동 점수가 내재화, 외현화 두 영역에서 모두 높았으나 집단간 차이는 통계적으로 유의미하지 않았다(표 V-1-20 참조).

〈표 V-1-20〉 기관 유형에 따른 만 4세의 발달 차이: 문제행동(CBCL)

| 구분 | 내재화 문제행동 | | 외현화 문제행동 | | (수) |
|-------------------|----------|------|----------|-------|---------|
| | 평균 | 표준편차 | 평균 | 표준편차 | |
| w5(4세)→ 4세 | | | | | |
| 어린이집 | 49.97 | 9.52 | 49.67 | 9.49 | (996) |
| 유치원 | 49.64 | 9.93 | 49.06 | 9.69 | (559) |
| 반일제야상학원 | 48.86 | 8.92 | 49.04 | 10.15 | (83) |
| <i>F</i> | 0.630 | | 0.783 | | (1,638) |

주: 미이용자 집단은 사례수가 작아서 제외함.

2) 만 4세의 기관 이용 특성이 만 4~5세 발달에 미치는 영향

4세의 기관 이용 특성이 유아의 발달에 미치는 영향을 살펴본 결과(표 V-1-21, 표 V-1-22), 4세와 5세의 놀이방해와 외현화 문제행동에 미치는 영향이 유의하게 나타났다. 유아가 기관에 늦게 다니기 시작할수록 동일시점 및 이후년도 놀이방해와 외현화 문제행동이 감소하는 것으로 나타났다. 또 남아의 경우

놀이방해와 외현화 문제행동이 많이 나타나 성차가 발견되었다. 아동의 부정적 정서성은 외현화 문제행동과 정적인 관계가 있었고, 어머니의 학력은 놀이방해와 부적인 관계가 유의하게 발견되었다.

〈표 V-1-21〉 만 4세의 기관 이용 특성이 만 4세 발달에 미치는 영향
: 또래관계 및 문제행동

| 구분 | 4세 교사 평정 놀이방해($n=827$) | | 4세 어머니 평정 외현화 문제행동($n=1,352$) | |
|-----------------------|-----------------------------|-------------|------------------------------------|-------------|
| | β | <i>S.E.</i> | β | <i>S.E.</i> |
| w5(4세) | | | | |
| (상수) | - | .494 | - | 4.173 |
| 아동 성별 | -.269*** | .031 | -.109*** | .467 |
| 기질: 정서성 | .026 | .024 | .450*** | .359 |
| 기질: 활동성 | .026 | .040 | -.015 | .625 |
| 모 취업여부 | .043 | .034 | -.030 | .518 |
| 모 학력 | -.072* | .019 | -.031 | .283 |
| 가구소득 | .049 | .031 | -.039 | .445 |
| 기관 외 특기활동 | .011 | .015 | .026 | .230 |
| 기관 이용 좌초사기 | -.149*** | .001 | -.063* | .022 |
| 어린이집 | -.548 | .436 | -.009 | 2.483 |
| 유치원 | -.567 | .437 | -.026 | 2.498 |
| 빈일제 이상 학원 | -.228 | .442 | .017 | 2.687 |
| <i>F</i> | 9.124*** | | 35.547*** | |
| <i>R</i> ² | 0.110 | | 0.226 | |

* $p < .05$, *** $p < .001$.

〈표 V-1-22〉 만 4세의 기관 이용 특성이 만 5세 발달에 미치는 영향: 또래관계
및 문제행동

| 구분 | 5세 교사 평정 놀이방해($n=957$) | | 5세 어머니 평정 외현화 문제행동($n=1,269$) | |
|---------------|-----------------------------|-------------|------------------------------------|-------------|
| | β | <i>S.E.</i> | β | <i>S.E.</i> |
| w5(4세) | | | | |
| (상수) | - | .249 | - | 4.493 |
| 아동 성별 | -.258*** | .028 | -.120*** | .506 |
| 기질: 정서성 | .023 | .022 | .351*** | .389 |
| 기질: 활동성 | -.003 | .037 | -.030 | .676 |
| 모 취업여부 | .005 | .031 | -.053 | .563 |
| 모 학력 | -.123*** | .017 | -.012 | .307 |
| 가구소득 | .019 | .028 | -.004 | .485 |

(표 V-1-22 계속)

| 구분 | 5세 교사 평정 놀이방해(<i>n</i> =957) | | 5세 어머니 평정 외현화 문제행동(<i>n</i> =1,269) | |
|-----------------------|----------------------------------|-------------|---|-------------|
| | β | <i>S.E.</i> | β | <i>S.E.</i> |
| 기관 외 특기활동 | .007 | .014 | .017 | .247 |
| 기관이용 최장사기 | -.145*** | .001 | -.061* | .024 |
| 어린이집 | .197 | .144 | .047 | 2.605 |
| 유치원 | .146 | .145 | .023 | 2.622 |
| 반일제 이상 학원 | .090 | .157 | .029 | 2.825 |
| <i>F</i> | 10.385*** | | 18.989*** | |
| <i>R</i> ² | 0.108 | | 0.142 | |

* *p* < .05, *** *p* < .001.

마. 만 5세의 기관 이용 특성에 따른 유아 발달

1) 만 5세 기관 유형에 따른 유아 발달: 동일시점의 차이분석

만 5세의 기관 이용유형에 따른 동일 연도 또래관계와 언어, 인지발달의 평균 차이를 분석하였다. 그 결과 놀이 방해 점수에 있어 집단 간 차이가 유의하였으며, 어린이집이 2.02점으로 유치원과 반일제 이상 학원보다 높게 나타났다.

<표 V-1-23> 기관 유형에 따른 만 5세의 발달 차이: 또래관계 및 언어·인지발달

| | 놀이상호작용 | | 놀이방해 | | 놀이단절 | | 언어발달 | | 인지발달 | | (수) |
|-------------------|--------|------|-------------------|------|-------|------|--------|-------|--------|-------|---------|
| | 평균 | 표준차 | 평균 | 표준차 | 평균 | 표준차 | 평균 | 표준차 | 평균 | 표준차 | |
| w6(5세)→ 5세 | | | | | | | | | | | |
| 어린이집 | 3.06 | 0.41 | 2.02 ^a | 0.45 | 1.60 | 0.48 | 100.78 | 15.78 | 105.46 | 13.69 | (468) |
| 유치원 | 3.09 | 0.38 | 1.88 ^b | 0.44 | 1.56 | 0.46 | 99.72 | 15.75 | 105.04 | 13.00 | (695) |
| 반일제 이상 학원 | 3.11 | 0.41 | 1.86 ^b | 0.49 | 1.47 | 0.47 | 103.20 | 14.65 | 107.02 | 12.66 | (52) |
| <i>F</i> | 0.613 | | 14.975*** | | 2.201 | | 1.570 | | 0.600 | | (1,215) |

주: 미이용자 집단은 사례수가 작아서 제외함.

*** *p* < .001.

<표 V-1-24>는 만 5세 기관 유형에 따른 어휘력과 문제행동 점수의 ANOVA 결과이다. 수용 어휘력의 경우 유치원의 평균이 59.51점으로 어린이집보다 유의미하게 높았으며, 표현 어휘력과 문제행동에서는 기관 이용 유형에 따른 차이가 발견되지 않았다.

〈표 V-1-24〉 기관 유형에 따른 만 5세의 발달 차이: REVT 및 문제행동(CBCL)

| 구분 | 수용어휘력 | | | 표현어휘력 | | | 내재화 문제행동 | | 외현화 문제행동 | | (수) |
|-------------------|---------------------|-------|---------|-------|-------|-------|----------|-------|----------|-------|---------|
| | 평균 | 표준 편차 | (수) | 평균 | 표준 편차 | (수) | 평균 | 표준 편차 | 평균 | 표준 편차 | |
| w6(5세)→ 5세 | | | | | | | | | | | |
| 어린이집 | 58.11 ^a | 10.30 | (628) | 67.22 | 10.85 | (157) | 47.48 | 9.89 | 46.81 | 9.63 | (631) |
| 유치원 | 59.51 ^b | 9.39 | (951) | 67.14 | 10.81 | (243) | 48.37 | 9.66 | 46.97 | 9.47 | (948) |
| 반일제 이상 학원 | 60.84 | 9.14 | (64) | 66.43 | 9.69 | (14) | 48.64 | 9.73 | 47.38 | 10.29 | (64) |
| <i>F</i> | 5.030 ^{**} | | (1,643) | 0.034 | | (414) | 1.695 | | 0.129 | | (1,643) |

주: 미이용자 집단은 사례수가 작아서 제외함.

^{**} $p < .01$.

2) 만 5세의 기관 이용 특성이 만 5세 발달에 미치는 영향

5세 시점에서 기관 이용 특성이 발달에 미치는 영향을 살펴본 결과, 또래관계와 문제행동에서 유의한 결과가 나타났다(표 V-1-25 참조).

〈표 V-1-25〉 만 5세의 기관 이용 특성이 만 5세 발달에 미치는 영향 : 또래관계 및 문제행동

| 구분 | 5세 교사 평정 놀이방해($n=957$) | | 5세 어머니 평정 내재화 문제행동($n=1,307$) | | 5세 어머니 평정 외현화 문제행동($n=1,307$) | |
|-----------------------|-----------------------------|-------------|------------------------------------|-------------|------------------------------------|-------------|
| | β | <i>S.E.</i> | β | <i>S.E.</i> | β | <i>S.E.</i> |
| w6(5세) | | | | | | |
| (상수) | - | .203 | - | 6.326 | - | 6.143 |
| 아동 성별 | -.258 ^{***} | .027 | -.042 | .543 | -.117 ^{***} | .527 |
| 모 취업여부 | -.023 | .030 | -.088 ^{**} | .604 | -.096 ^{**} | .586 |
| 모 학력 | -.104 ^{**} | .017 | .048 | .339 | -.011 | .329 |
| 가구소득 | .001 | .035 | -.067 [*] | .704 | -.044 | .683 |
| 기관 외 특기활동 | -.022 | .015 | .069 [*] | .290 | .050 | .281 |
| 기관이용 최장시기 | -.148 ^{***} | .001 | -.004 | .026 | -.079 ^{**} | .025 |
| 어린이집 | .133 ^{***} | .029 | -.121 | 4.907 | .102 | 4.765 |
| 유치원 | - ^주 | - | -.082 | 4.899 | .117 | 4.757 |
| 반일제 이상 학원 | .007 | .070 | -.030 | 5.086 | .063 | 4.939 |
| <i>F</i> | 16.547 ^{***} | | 3.291 ^{**} | | 4.500 ^{***} | |
| <i>R</i> ² | 0.121 | | 0.022 | | 0.030 | |

주: 유치원 변인은 어린이집과 다중공선성의 문제가 나타나 회귀모형에서 제외함.

^{*} $p < .05$, ^{**} $p < .01$, ^{***} $p < .001$.

먼저, 남아일 때($\beta = -0.258, p < .001$), 어머니 학력이 낮고($\beta = -0.104, p < .01$), 기관 이용 시기가 이르며($\beta = -0.148, p < .001$), 어린이집을 주로 이용할수록($\beta = 0.133, p < .001$) 놀이방해 행동이 증가하였다. 또한 어머니가 미취업일 때($\beta = -0.088, p < .01$), 가구소득이 낮고($\beta = -0.067, p < .05$), 기관 외에 특별 활동 수가 많을 때($\beta = 0.069, p < .05$) 내재화 문제행동이 증가하였다. 외현화 문제행동은 남아일 때($\beta = -0.117, p < .001$), 어머니가 미취업이고($\beta = -0.096, p < .01$), 기관을 이용하는 시기가 이를 때($\beta = -0.079, p < .01$) 증가했다.

바. 월 소득 200만원 이하 가구의 육아지원기관 이용 특성이 영유아 발달에 미치는 영향

1) 월 소득 200만원 이하인 가구에서 영아의 기관 이용 특성이 만 0~5세 발달에 미치는 영향

월 가구소득 200만원 이하인 경우의 영아기의 기관 이용 특성이 동일 년도를 포함한 이후 년도의 발달에 미치는 영향을 살펴보았다(표 V-1-26).

〈표 V-1-26〉 월 가구소득 200만원 이하인 가구의 만 0세 기관 이용 특성이 만 4세 발달에 미치는 영향: 도래관계

| 구분 | 4세 교사 평정 놀이단절($N=261$) | |
|---------------|--------------------------|--------|
| | β | S.E. |
| w1(0세) | | |
| (상수) | - | .630 |
| 아동 성별 | -0.069 | .053 |
| 기질: 정서성 | -0.002 | .042 |
| 기질: 활동성 | 0.141* | .069 |
| 모 취업여부 | 0.042 | .127 |
| 모 학력 | 0.049 | .033 |
| 가구소득 | -0.092 | .119 |
| 기관 외 특기활동 | 0.157* | .151 |
| 어린이집 | - | - |
| 대리양육 | -0.007 | .274 |
| F | | 2.040* |
| R^2 | | 0.061 |

* $p < .05$.

먼저 0세 아동의 기관 이용 특성은 만 4세 시점의 또래관계에만 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 아동의 놀이단절에는 만 0세 때 아동의 활동적 기질과 기관 외에 특기활동이 유의한 영향을 미쳤다. 아동이 활동적인 기질일수록 ($\beta = 0.141, p < .05$), 이용하는 기관 외 특기활동이 많을수록($\beta = 0.157, p < .01$) 놀이단절이 높게 나타났다.

1세 아동의 기관 이용 특성은 만 2세부터 만 4세 시점까지 발달에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다(표 V-1-27, 28 참조). 만 1세 때 여아일 경우와 이용하는 기관 외 특기활동이 적을수록 K-ASQ 대근육운동 점수가 높게 나타났다. K-ASQ의 문제해결 점수에는 여아와 활동적 기질과 어머니의 취업이 유의한 영향을 미쳤으며, 0세에 어린이집을 이용하지 않는 아동이 다른 아동보다 문제해결 점수가 더 높게 나타났다($\beta = -0.131, p < .05$).

〈표 V-1-27〉 월 가구소득 200만원 이하인 가구의 만 1세 기관 이용 특성이 만 2세 발달에 미치는 영향: K-ASQ

| 구분 | 2세 K-ASQ: 대근육운동($n=444$) | | 2세 K-ASQ: 문제해결($n=444$) | |
|---------------|-------------------------------|-------|------------------------------|-------|
| | β | S.E. | β | S.E. |
| w2(1세) | | | | |
| (상수) | - | 7.106 | - | 9.549 |
| 아동 성별 | .158** | .585 | .168*** | .786 |
| 기질: 정서성 | -.088 | .494 | -.080 | .664 |
| 기질: 활동성 | .004 | .841 | .098* | 1.129 |
| 모 취업여부 | .000 | 1.126 | .152* | 1.513 |
| 모 학력 | -.032 | .361 | .023 | .485 |
| 가구소득 | .012 | 1.248 | .012 | 1.676 |
| 기관 외 특기활동 | -.109* | .728 | .002 | .979 |
| 어린이집 | .058 | 1.179 | -.131* | 1.584 |
| 대리양육 | .025 | 2.341 | .021 | 3.146 |
| F | 2.572** | | 3.502*** | |
| R^2 | 0.051 | | 0.068 | |

* $p < .05$, *** $p < .001$.

만 1세 때에는 어머니의 학력이 높고($\beta = 0.127, p < .05$), 이용하는 기관 외 특별활동 수가 많을수록($\beta = 0.178, p < .001$) 만 3세 때 표현어휘력 점수가 높게 나타났다. 만 1세 때 어린이집을 주로 이용하던 아동은 어머니 돌봄을 받거나 대리양육을 받는 아동보다 만 4세 때 외현화 문제행동이 높게 나타났다($\beta =$

0.113, $p < .05$). 또한 어린이집을 이용하던 아동은 만 5세의 수용어휘력에 부적 영향을 미쳤으며($\beta = 0.178, p < .001$), 아동 성별과 활동성 기질도 영향을 미치는 것으로 나타났다.

〈표 V-1-28〉 월 가구소득 200만원 이하인 가구의 만 1세 기관 이용 특성이 만 3~5세 발달에 미치는 영향: REVT 및 문제행동

| 구분 | 3세 표현어휘력($n=425$) | | 4세 외현화문제행동($n=415$) | | 5세 수용어휘력($n=401$) | |
|---------------|------------------------|--------|--------------------------|--------|------------------------|--------|
| | β | S.E. | β | S.E. | β | S.E. |
| w2(1세) | | | | | | |
| (상수) | - | 15.900 | - | 10.821 | - | 12.554 |
| 아동 성별 | .056 | 1.304 | -.086 | .907 | .118* | 1.056 |
| 기질: 정서성 | -.085 | 1.089 | .173 | .769 | -.034 | .893 |
| 기질: 활동성 | .037 | 1.881 | -.073 | 1.287 | .138** | 1.506 |
| 모 취업여부 | .023 | 2.511 | -.026 | 1.741 | .038 | 2.104 |
| 모 학력 | .127* | .807 | -.006 | .559 | .062 | .652 |
| 가구소득 | .015 | 2.810 | -.031 | 1.924 | .047 | 2.222 |
| 기관 외 특기활동 | .178*** | 1.588 | .042 | 1.105 | .082 | 1.300 |
| 어린이집 | -.030 | 2.608 | .113* | 1.828 | -.115* | 2.086 |
| 대리양육 | .049 | 5.682 | -.026 | 4.177 | .043 | 4.523 |
| F | 3.820*** | | 2.525** | | 2.525** | |
| R^2 | 0.077 | | 0.053 | | 0.053 | |

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

2) 월 소득 200만원 이하인 가구에서 만 2세의 기관 이용 특성이 만 2~5세 발달에 미치는 영향

월 소득이 200만원 이하인 가구의 만 2세 아동의 기관 이용 특성은 동일시점 K-ASQ 5가지 발달점수에 모두 유의한 영향을 미쳤다(표 V-1-29, 30 참조). 2세에 어린이집을 이용하는 경우 다른 기관에 다니거나 그렇지 않은 경우보다 의사소통, 대근육운동, 문제해결, 개인/사회성 점수가 높게 나타났다. 기관 외 특기활동을 이용하는 아동은 의사소통과 소근육운동 점수가 높게 나타났다. 여아일 경우 K-ASQ 점수가 높게 나타났으며, 정서성이 높게 나타난 아동은 문제해결이 감소하고($\beta = -0.121, p < .05$), 활동성이 높게 나타난 아동은 개인/사회성이 증가하였다($\beta = 0.160, p < .01$). 만 2세 시점 이후 발달에 미치는 영향을 살펴보면, 대리양육을 이용하는 아동이 만 4세에 외현화 문제행동이 낮게 나타났

으며($\beta = -0.126, p < .05$), 어린이집을 이용하는 아동은 만 5세에 놀이방해 행동이 높게 나타났다($\beta = 0.168, p < .05$). 또한 남아이고, 정서성이 높을수록, 어머니가 미취업일 때 외현화 문제행동이 높았고, 남아의 놀이방해가 높게 나타나 성차가 발견되었다.

〈표 V-1-29〉 월 가구소득 200만원 이하인 가구의 만 2세 기관 이용 특성이 만 2세 발달에 미치는 영향: K-ASQ

| 구분 | 2세 K-ASQ 의사소통($n=336$) | | 2세 K-ASQ 대근육운동($n=336$) | | 2세 K-ASQ 소근육운동($n=336$) | |
|-----------------------|--------------------------|--------|---------------------------|-------|---------------------------|--------|
| | β | S.E. | β | S.E. | β | S.E. |
| w3(2세) | | | | | | |
| (상수) | - | 14.580 | - | 7.336 | - | 10.881 |
| 아동 성별 | 0.242*** | 1.300 | .150** | .654 | .224*** | .971 |
| 기질: 정서성 | -0.069 | 1.079 | -.022 | .543 | -.095 | .805 |
| 기질: 활동성 | -0.027 | 1.868 | .100 | .940 | .086 | 1.394 |
| 모 취업여부 | -0.020 | 2.011 | .029 | 1.012 | .038 | 1.501 |
| 모 학력 | 0.085 | 0.804 | -.108 | .404 | .071 | .600 |
| 가구소득 | 0.008 | 2.516 | .022 | 1.266 | -.004 | 1.878 |
| 기관 외 특기활동 | 0.115* | 1.494 | .020 | .751 | .134* | 1.115 |
| 어린이집 | 0.156** | 1.430 | .179** | .720 | .068 | 1.068 |
| 대리양육 | 0.006 | 8.680 | .050 | 4.367 | .037 | 6.478 |
| 반일제이상학원 | 0.077 | 6.034 | .070 | 3.036 | .093 | 4.504 |
| <i>F</i> | 3.748*** | | 3.128** | | 3.636*** | |
| <i>R</i> ² | 0.076 | | 0.088 | | 0.101 | |

주: 유치원은 다중공선성의 문제로 분석에서 제외됨.

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

〈표 V-1-30〉 월 가구소득 200만원 이하인 가구의 만 2세 기관 이용 특성이 만 2~5세 발달에 미치는 영향: K-ASQ, 문제행동 및 또래관계

| 구분 | 2세 K-ASQ 문제해결($n=336$) | | 2세 K-ASQ 개인/사회성($n=336$) | | 4세 외현화 문제행동($n=313$) | | 5세 교사 평정 놀이방해($n=212$) | |
|---------------|--------------------------|--------|----------------------------|--------|------------------------|--------|--------------------------|------|
| | β | S.E. | β | S.E. | β | S.E. | β | S.E. |
| w3(2세) | | | | | | | | |
| (상수) | - | 10.531 | - | 10.742 | - | 10.685 | - | .693 |
| 아동 성별 | .123* | .939 | .123* | .958 | -.122* | .951 | -.237** | .063 |
| 기질: 정서성 | -.121* | .779 | -.092 | .795 | .253*** | .797 | .091 | .053 |
| 기질: 활동성 | .098 | 1.349 | .160** | 1.376 | -.014 | 1.338 | .071 | .094 |

(표 V-1-30 계속)

| 구분 | 2세 K-ASQ 문제해결 (n=336) | | 2세 K-ASQ 개인/사회성 (n=336) | | 4세 외현화 문제행동 (n=313) | | 5세 교사 평정 놀이방해 (n=212) | |
|----------------|-----------------------|-------|-------------------------|-------|---------------------|--------|-----------------------|------|
| | β | S.E. | β | S.E. | β | S.E. | β | S.E. |
| | 모 취업여부 | -.010 | 1.453 | -.039 | 1.482 | -.123* | 1.480 | .001 |
| 모 학력 | .077 | .580 | .059 | .592 | -.011 | .580 | -.045 | .038 |
| 가구소득 | -.050 | 1.817 | .021 | 1.853 | -.074 | 1.873 | -.022 | .124 |
| 기관 외 특기활동 | .103 | 1.079 | .007 | 1.100 | .046 | 1.077 | -.068 | .068 |
| 어린이집 | .128* | 1.033 | .151* | 1.054 | .006 | 1.039 | .168* | .070 |
| 대리양육 | .061 | 6.269 | .014 | 6.395 | -.126* | 6.13 | -.053 | .342 |
| 반일제이상학원 | .030 | 4.359 | .081 | 4.446 | .040 | 4.901 | .085 | .330 |
| F | 2.292* | | 2.406** | | 4.065*** | | 2.823** | |
| R ² | 0.066 | | 0.069 | | 0.119 | | 0.123 | |

주: 유치원은 다중공선성의 문제로 분석에서 제외됨.

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

3) 월 소득 200만원 이하인 가구에서 만 3세의 기관 이용 특성이 만 3~5세 발달에 미치는 영향

월 가구소득이 200만원 이하인 가구를 대상으로 만 3세의 기관 이용 특성이 동일 년도를 포함한 이후의 발달에 미치는 영향을 살펴본 후, 유의한 결과만을 <표 V-1-31>에 제시하였다. 3세 아동의 어린이집을 이용하는 아동($\beta = 0.213, p < .05$)과 유치원을 이용하는 아동($\beta = 0.149, p < .05$)은 동일 년도에 놀이상호 작용이 증가하는 것으로 나타났다. 또 기관을 이용하는 특기활동이 많을수록 놀이상호작용이 증가하였다($\beta = 0.207, p < .01$).

<표 V-1-31> 월 가구소득 200만원 이하인 가구의 만 3세 기관 이용 특성이 만 4~5세 발달에 미치는 영향: 또래관계 및 언어발달

| 구분 | 3세 어머니 평정 놀이상호작용(n=180) | | 4세 교사 평정 언어발달(n=107) | |
|---------|-------------------------|------|----------------------|--------|
| | β | S.E. | β | S.E. |
| | w4(3세) | | | |
| (상수) | - | .473 | - | 16.203 |
| 아동 성별 | .256*** | .067 | .111 | 2.345 |
| 기질: 정서성 | -.098 | .053 | -.097 | 1.814 |
| 기질: 활동성 | .120* | .090 | -.083 | 3.030 |

(표 V-1-31 계속)

| 구분 | 3세 어머니 평정 놀이상호작용($n=180$) | | 4세 교사 평정 언어발달($n=107$) | |
|-----------------------|--------------------------------|-------------|-----------------------------|-------------|
| | β | <i>S.E.</i> | β | <i>S.E.</i> |
| 모 취업여부 | -.152 | .095 | -.295** | 3.116 |
| 모 학력 | -.022 | .043 | .053 | 1.549 |
| 가구소득 | .019 | .052 | .347*** | 1.889 |
| 기관 외 특기활동 | .207** | .053 | .005 | 1.872 |
| 기관이용 최초시기 | -.046 | .005 | -.308** | .162 |
| 어린이집 | .213* | .127 | -.131 | 4.623 |
| 유치원 | .149* | .331 | .040 | 12.705 |
| 반일제이상학원 | - | - | - | - |
| <i>F</i> | 3.811*** | | 3.243** | |
| <i>R</i> ² | 0.184 | | 0.252 | |

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

이 외에 남아보다 여아일 경우, 기질 중 활동성이 높은 아동이 놀이 상호작용 수준 또한 높은 것으로 나타났다. 교사가 평정한 만 4세 시점의 언어발달 점수에 영향을 미치는 것은 모의 취업여부, 가구 소득 및 기관이용 최초 시기인 것으로 나타났다. 특히, 일찍 기관에 다니기 시작할수록 언어발달이 높은 경향이 있었다($\beta = -0.308$, $p < .01$). 또한 가구 변인 중에서 어머니가 미취업이고, 가구소득이 높을수록 언어발달이 높게 나타났다.

4) 월 소득 200만원 이하인 가구에서 만 4~5세의 기관 이용 특성이 유아 발달에 미치는 영향

이어서, 월 가구소득이 200만원 이하인 가구를 대상으로 만 4세의 기관 이용 특성이 동일 년도를 포함한 이후의 발달에 미치는 영향을 살펴보았다. 그 결과는 <표 V-1-32>와 같다.

우선, 아동의 기관 이용 특성은 만 4~5세 유아의 문제행동에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 구체적으로 일찍 기관에 다니기 시작한 경우일수록 만 4세 시점의 내재화 문제행동($\beta = -0.298$, $p < .01$) 및 외현화 문제행동($\beta = -0.309$, $p < .01$) 그리고 만 5세 시점의 외현화 문제행동($\beta = -0.222$, $p < .05$)이 높은 것으로 나타났다. 아동의 정서성은 4세 시점의 외현화 문제행동과 정적 관계가 있었다.

〈표 V-1-32〉 월 가구소득 200만원 이하인 가구의 만 4세 기관 이용 특성이 만 4~5세 발달에 미치는 영향: 문제행동

| 구분 | 4세 내재화 문제행동(<i>t</i> =107) | | 4세 외현화 문제행동(<i>t</i> =107) | | 5세 외현화 문제행동(<i>t</i> =97) | |
|-----------------------|--------------------------------|-------------|--------------------------------|-------------|-------------------------------|-------------|
| | β | <i>S.E.</i> | β | <i>S.E.</i> | β | <i>S.E.</i> |
| w5(4세) (상수) | - | 13.584 | - | 12.620 | - | 14.189 |
| 아동 성별 | -.057 | 1.775 | -.177 | 1.650 | -.113 | 1.866 |
| 기질: 정서성 | .388 | 1.438 | .525*** | 1.336 | .194 | 1.501 |
| 기질: 활동성 | -.141 | 2.768 | -.126 | 2.572 | .164 | 2.961 |
| 모 취업여부 | -.079 | 2.030 | -.005 | 1.886 | -.060 | 2.123 |
| 모 학력 | -.038 | 1.110 | .001 | 1.031 | -.187 | 1.177 |
| 가구소득 | .061 | 1.552 | .049 | 1.442 | -.035 | 1.589 |
| 기관 외 특기활동 | .055 | 1.019 | -.034 | .947 | -.088 | 1.080 |
| 기관이용 최장사기 | -.298** | .098 | -.309** | .091 | -.222* | .105 |
| 어린이집 | .112 | 5.399 | .204 | 5.016 | .185 | 5.452 |
| 유치원 | .270 | 5.562 | .253 | 5.168 | .310 | 5.635 |
| 반일제이상학원 | .024 | 9.013 | .107 | 8.374 | .097 | 9.111 |
| <i>F</i> | 2.215* | | 3.263** | | 1.941* | |
| <i>R</i> ² | 0.204 | | 0.274 | | 0.201 | |

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

월 가구소득이 200만원 이하인 가구를 대상으로 만 5세의 기관 이용 특성이 동일 시점의 발달에 미치는 영향을 살펴본 결과(표 V-1-33), 어린이집에 다니는 아동이 놀이방해가 높게 나타났다($\beta = 0.343, p < .01$). 남아인 경우 놀이방해에 정적인 영향을 미치는 것이 발견되었다.

〈표 V-1-33〉 월 가구소득 200만원 이하인 가구의 만 5세 기관 이용 특성이 만 5세 발달에 미치는 영향: 또래관계

| 구분 | 5세 교사 평정 놀이방해(<i>t</i> =85) | |
|-----------------------|---------------------------------|-------------|
| | β | <i>S.E.</i> |
| w6(5세) (상수) | - | 1.453 |
| 아동 성별 | -.242* | .106 |
| 모 취업여부 | -.006 | .109 |
| 모 학력 | .048 | .081 |
| 가구소득 | .079 | .273 |
| 기관 외 특기활동 | -.127 | .122 |

(표 V-1-33 계속)

| 구분 | 5세 교사 평정 놀이방해($n=85$) | |
|-----------------------|----------------------------|-------------|
| | β | <i>S.E.</i> |
| 기관이용 최초시기 | -.055 | .006 |
| 어린이집 | .343** | .107 |
| 유치원 | - | - |
| 반일제이상학원 | .127 | .348 |
| <i>F</i> | 2.745* | |
| <i>R</i> ² | 0.224 | |

* $p < .05$, ** $p < .01$.

4. 결론 및 논의

본 연구의 목적은 생애 초기의 돌봄 유형 및 보육·교육 기관 이용이 아동 발달에 미치는 영향력에 대한 기초 자료를 제공하는데 있다. 이를 위해 신생아 추적조사인 육아정책연구소 한국아동패널의 1차년도부터 6차년도까지의 자료를 사용하여 분석하였다. 구체적으로 연도별 돌봄 및 육아지원기관 이용률의 추이를 살펴보고, 이러한 돌봄과 기관 유형에 따라 영유아 발달이 어떻게 달라지며, 어떠한 영향력을 미치는지 파악하고자 하였다. 이러한 연구문제에 대한 결과 및 논의는 다음과 같다.

첫째, 개인대리양육 등의 별도 육아지원서비스를 이용하지 않고 어머니의 돌봄을 받는 '어머니 양육'과 개인대리양육자, 어린이집, 유치원, 반일제 이상학원을 모두 포함하는 '대리 양육'으로 나누어 육아지원기관 이용 추이를 살펴본 결과, 만 1세 시점에서 전체 1,903명 중 504명으로 26.5% 정도로 집계되었다. 그런데 만 2세가 되면서부터 대리양육 비율이 어머니 양육보다 많아졌다. 이정원과 이혜민(2014 발간예정)의 연구에 따르면 2013년을 기준으로 0세 영아의 35.2%, 1세의 67.0%, 2세의 84.5%가 어린이집을 이용한다고 보고된 것과 비교하면 본 조사가 이루어진 2008년부터 2010년까지와 2013년 사이 많은 변화가 일어났음을 알 수 있다. 무상보육 등이 영아 보육에 대한 수요를 급증시켰음을 알 수 있으며, 이는 본 연구에서 살펴본 보육·교육 기관 이용의 경험이 누리과정과 무상 영아보육 지원 이전의 맥락과 코호트 효과를 담은 중요한 데이터임을 의미한다.

둘째, 연도별 육아지원기관 이용 유형의 추이를 살펴본 결과 과반수이상인 0

세의 83.6%, 1세의 73.5%가 어머니 양육을 주 돌봄 유형으로 응답하였으며, 만 2세인 3차 년도를 기준으로 어머니 양육의 비율과 어린이집 이용률이 유사하게 나타났다. 이후 만 3세 시점인 4차년도부터 육아지원기관 이용률이 큰 폭으로 상승했으며, 만 3세와 4세의 경우 어린이집 이용률이 각각 79.0%, 58.8%로 가장 높았고, 만 5세 시점인 6차년도 조사에서는 유치원 이용률이 57.5%로 가장 높게 나타났다. 유치원 취원이 가능한 만 3세 시점에는 어린이집의 이용률이 가장 많지만, 취학 연령이 다가올수록 유치원 이용 비율이 꾸준히 증가하는 것으로 해석된다.

셋째, 본 연구에서는 아동 성별, 기질, 모 취업여부, 모 학력, 가구소득의 영향력을 통제한 뒤 기관 외 특기활동 수와 기관이용 최초시기 및, 만 0~5세까지의 기관 유형이 동일시점과 이후 시점까지의 발달에 미치는 영향을 연령시점별로 회귀분석을 통해 살펴보았다.

그 결과 생애 초기 기관 유형은 대체적으로 이후 시점의 발달 수준에까지 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그 중에서도 사회성 발달의 영역에 속하는 또래관계를 가장 잘 설명했다. 육아지원기관 이용은 만 1세부터 5세까지의 또래 관계에 유의한 영향을 미쳤는데, 사회성 발달에 대한 긍정적·부정적인 영향이 공존하는 양상을 나타냈다.

먼저 주로 이용하는 육아지원기관이 '어린이집'일 경우 이후 연도의 놀이방해 점수를 높이는 부적인 영향이 나타났으나 그 영향력이 매해 연속적으로 발견되지는 않았으며, 긍정적 효과와 함께 나타났다. 대체적으로 어린이집 이용은 이후 시점의 놀이 방해를 높이는 부정적인 효과를 보였으나, 만 2세의 어린이집 이용이 만 3세의 놀이 상호작용을 높이고 놀이 단절 수준을 줄이는 긍정적인 효과 또한 보였다. 또한 만 3세의 어린이집 이용은 동일연도(3세)의 놀이 상호작용을 높이고, 4세의 놀이 단절 수준을 감소시키는 것으로 나타났다. 만 2세 때의 주 이용 육아지원유형이 개인대리양육자인 경우 5세의 놀이 상호작용 수준은 낮아지는 것으로 나타난 바 있다.

종합했을 때, 어린이집 이용은 놀이방해에 모두 부정적인 영향을 미쳤으나, 긍정적인 영향 또한 함께 나타났으며, 기관 이용이 증가하는 만 2세 시기에 주 육아지원유형이 개인대리양육인 경우는 다소 놀이 상호작용에 부정적인 영향을 미쳤다. 그러나 또래관계에 대한 기관 이용의 영향은 연속해서 나타나는 것이 아니라 간헐적으로 나타나기 때문에 해석 시 주의가 필요하며, 긍·부정의 상호

작용 행동이 공존하는 사회성 발달의 특성과 기관이용시간이 길어지고 누적되는 유아기 아동의 반응도 고려할 필요가 있다. 이는 Vandell 외(2010)가 지적한 바와 같이 사회성 발달에 미치는 영향은 다양하며, 이용 시간, 서비스의 질, 최초이용시기, 아동과 가족환경의 특성 등을 함께 고려해야 함을 의미한다.

넷째, 언어, 의사소통 등 인지·언어 발달과 소근육과 대근육 등 신체발달에 미치는 기관 이용의 영향은 연속적이지 않아 해석에 주의가 필요하나, 대체로 만 1세 이용은 부정적인 영향을, 만 2세 이후의 이용은 긍정적인 영향을 미친다. 만 1세의 주요 기관으로 어린이집 이용 경험은 만 2세의 소근육 발달에 부정적인 영향을 미쳤으며 만 4세의 인지발달에도 부정적으로 작용했다. 이에 비해 만 2세의 어린이집 이용은 같은 해 의사소통과 개인/사회성 발달에 긍정적으로 작용했다. 또한 만 3세의 어린이집 이용은 동일 연도의 표현 어휘력 발달에, 4세의 인지발달과 언어발달에 긍정적으로 작용했다. 이는 3세 이후라는 너무 이르지 않은 시기의 보육·교육 경험이 긍정적으로 영향을 미친다는 Berlinski 외(2008)의 연구결과와도 유사하다. 그러나 본 분석에서는 한 시점에서 어린이집을 이용한 아동이 다음 시점에서 어린이집을 이용하지 않을 경우나 기관 이용의 가능성을 고려하지 않았기 때문에 이러한 기관이용 효과를 단정하여 해석하는 데에는 한계가 있다. 그럼에도 불구하고, 본 연구결과가 보여주는 긍정·부정의 영향들이 0, 1세와 2세 연령시기로 구분되는 양상을 보임에 따라, 기관 이용을 통해 긍정적인 발달 효과를 높이기 위한 아동의 연령 시점이 만 2세 이후인 것으로 보인다. 한편, 대근육 발달의 경우, 만 1세의 주 이용 육아지원기관이 대리양육자일 때 만 2세의 대근육 발달이 높았으나 그 영향이 지속적으로 발견되지는 않았다.

다섯째, 문제행동에 관해서는 만 2세의 어린이집 이용이 이후 4세와 5세의 외현화 문제를 높이는 것으로 나타났다. 또한 만 2세의 주 이용 육아지원유형이 개인대리양육자일 때 만 5세의 문제행동 총점과, 외현화 및 내면화 문제 모두 높은 것으로 나타났다. 외현화 문제는 주의력 문제와 공격적인 행동 등 통제가 부족한 문제행동을 반영하는 척도를 의미하며, 내재화 문제는 소극적이고 위축된 행동, 정서불안, 신체 증상 등 내재화되고 지나치게 통제된 행동을 반영하는 척도를 의미한다. 즉, 본 결과는 만 2세 시기의 어린이집이나 개인대리양육자 이용이 의사소통이나 개인 사회성, 놀이 상호작용과 같은 사회성 발달이나 언어 발달에는 긍정적으로 작용할 수 있어도 이후 시기의 문제행동을 일으킬 가능성

을 시사한다고 할 수 있다. 그러나, 이러한 효과는 매우 간헐적이고 일시적이어서 추후 분석이 필요하다.

여섯째, 기관 외 특기활동의 경우 대체적으로 영유아 발달에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 0세에 이용한 기관 외 특기활동 수가 많을수록 1세의 의사소통과 문제해결력, 2세의 소근육 발달, 3세의 표현 어휘력에 긍정적인 영향을 미쳤으며, 1세의 기관 외 특기활동 수가 많을수록 동일 연도의 대근육 발달과, 2세의 소근육 발달, 3세의 표현 어휘력 점수가 높아지는 것으로 나타났다. 또한 2세의 특기활동 수는 동일 연도의 소근육 발달 점수와, 3세의 표현 어휘력에 긍정적인 영향을 미쳤고, 3세의 특기활동 수는 동일연도(3세)의 표현 어휘력과 수용 어휘력, 5세의 언어발달과 수용 어휘력 발달에 긍정적 영향을 가졌다. 종합했을 때, 0세부터 만 3세까지의 이용한 특기활동 수는 이후 시점의 언어 발달이나 대소근육 발달에 긍정적으로 작용하고 있는 것으로 나타났다. 만 3세 시점인 4차 년도까지 기관 외 특기활동이 주로 감각, 조작 활동, 미술, 음악, 체육, 교구 이용 활동이라는 점을 감안했을 때, 감각을 이용한 놀이 활동이 이후 발달에 긍정적인 영향을 미쳤을 가능성을 고려해볼 수 있겠다.

그러나 기관 외 특기활동 수는 아동의 문제행동과 밀접한 관련이 있는 것으로 나타났다. 2세의 특기활동 수는 만 4세와 5세의 내면화·외현화 문제를 높이는 것으로 나타났다. 이러한 연구결과만 2세라는 비교적 어린시기의 특기활동이 언어발달이나 소근육 발달에는 긍정적일 수 있으나, 문제행동 또한 유발할 수 있음을 보여준다. 본 연구는 특기활동의 영향력을 고려한 상태에서, 기관이용 유형의 영향력을 고려했다는 점에서 의미가 있으며 특기활동과 아동 발달간의 상호 관계는 추후 구체적인 분석이 필요하다고 할 수 있다.

영유아기의 유치원과 어린이집과 같은 기관서비스 외에 이용한 특기활동이 과연 무엇을 의미하는지, 이를 영유아기 사교육의 효과로 개념을 적용하여 이해하는 것이 적절한지에 대한 연구진의 고민이 있었다. 분명한 점은 영유아기 기관서비스 외 특기활동이 인지학습적인 요소보다는 다양한 체험활동을 담고 있는 짧은 시간의 경험이 주를 이루는 관계로, 이를 사교육 효과의 프레임으로 해석하는 데에는 무리가 있다고 판단하였다.

일곱째, 기관 첫 이용 시기는 만 0세가 전체의 9.0%로 나타났으며, 만 2세는 44.1%로 가장 높게 나타났다. 기관 첫 이용 시기가 영유아 발달에 미치는 영향력을 분석한 결과, 기관 첫 이용 시기가 이룰수록 3세의 놀이 상호작용에 긍

정적으로 작용했으며, 4세와 5세의 놀이 방해 수준은 높았다. 또한, 기관 이용 시작 시기가 이룰수록 4세의 외현화 문제 행동이 높게 나타났으며, 5세의 놀이 방해 수준과, 외현화 문제 행동이 유의미하게 높아졌다. 이러한 결과는 기관 첫 이용 시작시기가 영유아의 또래관계에는 긍정적, 부정적 영향을 동시에 미치며 외현화 문제에는 부정적으로 작용하는 것을 의미한다. 이는 이상아 외(2013)의 연구에서 보육 경험 시기가 빠를수록 사회적 능력이 다소 부족하고, 외현화 문제행동이 높게 나타날 수 있다는 연구결과와 유사하다.

종합했을 때, 이상의 연구 결과는 생애 초기의 돌봄 유형과 육아지원기관의 이용이 이후 시기의 다양한 발달 영역에 유의미한 영향을 미치고 있음을 보여 준다. 특히 보육·교육 효과는 사회성 발달에서 가장 일관되고 강력한 것으로 나타났다. 인지나 언어발달, 문제행동에 있어서도 어느 정도의 유의한 영향이 나타났다. 또한 너무 이른 시기의 기관 이용은 외현화 문제행동과 관련이 있음을 보여주었다. 가구소득 200만원 이하의 상대적 저소득층의 분석을 통해 살펴 보았을 때, 전체 아동에 나타난 보육·교육 효과 이상의, 저소득층에 유의한 보상효과는 발견되지 않았다. 비록 통제변인으로 고려하긴 하였으나, 가정과 부모의 사회경제적 배경, 보육·교육 경험의 영향 외에 지속적으로 차이를 보인 변수로 아동 성별과 기질이 있었다. 이를 통해 아동 고유의 선천적 특성의 영향력이 보육·교육 경험의 영향을 파악하는 데에도 중요한 변인임을 확인할 수 있다.

본 연구는 한국아동패널에서 사용된 발달 도구만을 가지고 영유아 발달을 측정하였다는 점에서 한계가 있으며, 영유아의 발달을 보다 다면적이고 심층적으로 평가한다면 보육·교육 효과를 판단하는 데 있어 더 풍부한 설명이 가능하리라 생각된다. 또한 기관 이용 특성을 단지 유형과 시기만으로 고려하기 보다는 서비스의 질과 이용 시간, 안정성 등을 고려하여 발달에 미치는 영향을 추후 지속적인 연구와 분석을 통해 보강해나갈 필요가 있겠다. 특히 경제활동을 하는 여성의 인구가 급증하고 대리 양육이 불가피한 상황에서 이른 시기의 기관 이용이 미치는 부정적인 영향은 논쟁의 여지가 있으므로 영아기 기관 이용 변인에 대한 다양한 고려가 추가적으로 필요하다. 그럼에도 불구하고, 본 분석결과는 현재 시행중인 만 0, 1세 가정양육의 중요성과 육아휴직제의 도입, 양육수당 제도의 시행을 지지하는 자료로 보인다.

더불어 주 이용 육아지원기관의 효과와 함께 통제변인으로 사용되었던 아동 성별, 모 학력, 모 취업여부, 가구소득과 같은 사회경제적 특성 또한 영유아 발

달에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이를 고려해볼 때 보육·교육 경험이 발달에 미치는 일반화된 설명보다는 소득계층에 따라 다른 영향력을 확인할 수 있도록 상대적 보육·교육 효과를 연구할 필요가 있겠다.

참고문헌

- 김보림·엄정애(2007). 유아 조기특기교육의 실태와 어머니의 양육신념과의 관계. **대한가정학회지**, 45(8), 13-24.
- 도남희·이정원·김문정(2012). **기업의 자녀양육 지원 실태와 정책과제**. 서울: 육아정책연구소.
- 우남희·김영심·이은정·김현신(2010). 한국 어머니들의 아동 발달에 대한 인식과 자녀 사교육의 실제. **생태유아교육연구**, 9(2), 81-104.
- 이상아·이경숙·이선우(2013). 5분과 발달; 영유아의 조기보육 특성에 따른 사회 정서행동발달에 관한 연구. **한국심리학회 연차학술발표대회 논문집**, 2013(1), 341-342.
- 이정원·이혜민(2014 발간예정). **2014 보육정책의 성과와 과제**. 육아정책연구소.
- Berlinski, S., Galiani, S., & Gertler, P. (2008). The effect of pre-primary education on primary school performance. *Journal of Public Economics*, 93, 219-234.
- Camilli, G., Vargas, S., Ryan, S., & Barnett, W. S. (2010). Meta-analysis of the effects of early education interventions on cognitive and social development. *Teachers College Record*, 112(3), 579-620.
- Cote, S. M., Doyle, O., Petitclerc, A., & Timmins, L. (2013). Child care in infancy and cognitive performance until middle childhood in the Millenium Cohort Study. *Child Development*, 84(4), 1191-1208.

- Dearing, E., McCartney, K., & Taylor, B. A. (2009). Does higher quality early child care promote low-income children's math and reading achievement in middle childhood? *Child Development, 80*(5), 1329-1349.
- Felte, C., & Lalive, R. (2010). *How does early child care affect child development? Learning from the children of German Unification*. Beiträge zur Jahrestagung des Vereins für Socialpolitik 2010: Ökonomie der Familie - Session: Economics of Child Care and Child Development, No. B11-V2.
- Geoffroy, A., Cote, S. M., Giguere, C. E., Dionne, G., Zelazo, P. D., Tremblay, R. E. et al.(2010). Closing gap in academic readiness and achievement: The role of early child care. *Journal Child Psychology Psychiatry, 51*(12), 1359-1367.
- Lee, K. (2014). Impact of child care arrangements on Australian children's cognitive outcome: Moderation effects of parental factors. *Child and Family Social Work* doi: 10.1111/cfs.12127.
- Mathiesen, K. S., & Tambs, K. (1999). The EAS Temperament Questionnaire – Factor structure, age trends, reliability, and stability in a Norwegian sample. *Journal of Child Psychology and Psychiatry, 40*(3), 431-439.
- Morrissey, T. W. (2009). Multiple child-care arrangements and young children's behavioral outcomes. *Child Development, 80*(1), 59-76.
- Vandell, D. L., Belsky, J., Burchinal, M., Steinberg, L., Vandergrift, N., & NICHD ECCRN (2010). Do effects of early child care extend to age 15 years? Results from the NICHD study of early child care and youth development. *Child Development, 81*(3), 737-756.

보육·교육기관에서의 초기 상호작용 경험이 유아기 발달에 미치는 영향

배운진 (육아정책연구소 아동패널·국제연구팀)

1. 서론

가. 연구의 필요성 및 목적

최근 영유아기 육아지원서비스 이용이 늘어나면서 영유아의 발달에 영향을 미치는 요인으로 보육·교육기관에서의 경험이 중요시되고 있다. 이는 영유아가 이용하는 육아지원서비스 즉, 보육·교육기관이 가정과 함께 영유아가 사회생활에 필요한 규범을 내면화하고 가치관을 형성하는 등의 사회화 기능을 수행하는 중요한 환경이기 때문이다(Hartup, 2005). 이에 본 연구에서는 영유아들이 기관에서 경험한 교사 및 또래와의 상호작용의 영향력에 주목하고자 한다.

먼저, 교사와 유아 간 상호작용은 유치원 평가(교육부, 2014b)와 어린이집 평가인증(보건복지부, 2014a)에도 중요한 지표로 포함되어 있고 누리과정(보건복지부, 2013)에서도 중요한 교수-학습 방법으로 간주된다. 이를 뒷받침하듯 보육·교육기관의 교사 특성과 유아의 발달 특성 간의 관계를 주제로 한 연구들(문상희·이경남, 2012; 송진영·김규수, 2012; 최선희·황혜정, 2011; 홍현재·문혁준, 2013)은 교사와 유아의 상호작용과 같은 관계적 측면을 주요 변인으로 다루면서 교사와 유아의 관계가 유아의 문제행동, 기관 적응, 놀이행동 및 또래관계를 설명하는 중요한 요인임을 밝히고 있다.

또한 유아기는 또래끼리 서로 주고받는 상호작용 속에서 점차 사회구성원으로서 성공적인 사회적 상호작용을 위해 필요한 기술이나 규범을 배워 나가게 되면서(Rubin, Bukowski, & Parker, 1998, 정현빈, 2010 재인용) 또래관계는 유아의 발달에 중요한 역할을 한다(한규령, 2005). 비고츠키(Vygotsky) 역시 유아의 인지발달 및 사회성발달에 있어 놀이에서 일어나는 협동적 학습의 중요성을

특히 강조하였으며, 부모나 교사와 같은 성인이나 또래의 지지가 유아의 발달을 위해 반드시 필요하다고 제안한 바 있다(Miller, 2002). 이처럼 또래와의 상호작용 양상은 유아기 발달 과제임과 동시에 유아의 성장 발달에 있어 중요하다.

따라서 본 연구에서는 영유아기 동안 보육·교육기관을 이용한 한국아동패널 유아의 교사-유아 및 또래 상호작용 수준은 어떠한지 연령별(만3, 4, 5세)로 살펴보고, 이러한 상호작용에 차이를 가져오는 유아, 교사 및 학급의 특성은 무엇인지 분석하고자 한다. 또한 유아들이 경험하는 교사-유아 및 또래 상호작용이 인지·언어·사회정서 발달에 미치는 영향은 어떠한지 종단적 접근을 통해 알아보고자 한다.

본 연구는 육아지원서비스 특징 중 과정적인 측면에 해당하는 교사-유아 상호작용과 또래 상호작용에 있어 초기 경험이 유아의 발달에 얼마나 지속적으로 영향을 끼치는지를 알아보기 위해 종단적인 접근을 시도하는 데 의의가 있다. 뿐만 아니라 육아지원서비스의 구조적인 측면에 해당하는 교사 및 학급 특성까지 살펴봄으로써 한국아동패널 유아의 발달에 있어 기관에서의 상호작용 경험의 영향이 어떠한지 포괄적으로 살펴보는 계기가 될 것이다. 이를 통해 유아기 최적의 발달을 위해 육아지원서비스의 구조적 및 과정적 측면의 질을 함께 제고할 수 있는 방안을 제시할 수 있기를 기대한다.

이와 같은 연구 목적에 따라 연구문제는 다음과 같다.

- 연구문제 1. 한국아동패널 유아의 교사-유아 상호작용과 또래 상호작용 수준은 연령별(만3, 4, 5세)로 어떠한가?
- 연구문제 2. 한국아동패널 유아의 교사-유아 상호작용 및 또래 상호작용과 유아, 교사 및 학급 특성 간의 관계는 어떠한가?
- 연구문제 3. 한국아동패널 유아의 교사-유아 상호작용과 또래 상호작용에 대한 초기 경험이 이후 유아의 인지·언어·사회정서 발달에 미치는 영향은 어떠한가?

나. 선행연구 고찰

본 연구에서는 유아기 교사-유아 및 또래 상호작용과 유아의 발달 특성 간의 관계를 다룬 선행연구를 살펴보았다.

1) 교사-유아 상호작용과 유아의 발달 특성 간의 관계

보육·교육기관의 교사 특성과 유아의 발달 특성 간의 관계를 주제로 한 선행 연구들은 교사와 유아의 관계나 상호작용을 주요 변인으로 다루고 있으며, 유아의 기관 적응, 문제행동, 놀이행동, 또래관계 등 유아의 사회정서 발달을 중심으로 연구되고 있다. 여기에서는 인지·언어능력, 유아의 문제행동, 또래관계 및 놀이행동을 중심으로 선행연구를 정리해보고자 한다. 문제행동에 대해 살펴보는 이유는 본 연구에서 유아의 사회정서 발달 중 외현화 및 내재화 문제행동을 다루고자하기 때문이다.

첫째, 교사-유아 상호작용과 유아의 인지·언어발달을 주제로 한 연구들은 다음과 같다. 비록 교사와 유아의 언어적 상호작용에만 초점을 두었기는 하나 교사-유아 상호작용과 유아의 언어능력 간의 관계를 연구한 성지현(2012)에 따르면, 교사와 유아의 대화에서 일어나는 상호작용이 유아의 언어이해 수준에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 뿐만 아니라 만4, 5세 다문화 가정 유아의 언어능력에 대한 교사-유아 상호작용의 영향력을 분석한 김규수·조운영·조진희(2012)의 연구에서는 교사가 긍정적인 태도를 가지고 사회적 상호작용을 증진시키는 등 교사와 유아 간에 상호작용이 활발히 일어날 때 유아의 어휘력, 언어이해력 및 표현력이 높게 나타났다.

둘째, 유아의 사회정서 발달 중 문제행동 관련 연구들은 다음과 같다. 교사-유아 관계 및 유아의 문제행동을 주제로 한 문상희·이경님(2012)의 연구에서는 유아의 문제행동에 대한 유아의 기질과 교사-유아 관계의 직·간접적인 영향을 분석하였으며, 교사-유아 관계는 유아의 문제행동에 직접적인 선행요인이 될 뿐만 아니라 기질과 문제행동 간의 관계에서 매개역할도 하는 것으로 나타났다. 특히 교사-유아의 갈등 관계는 유아의 문제행동에 가장 중요한 요인이 될 수 있음이 보고되었다. 이와 유사하게 홍현재·문혁준(2013)의 연구에서는 문제행동의 하위요인에서도 동일하게 교사-유아 갈등 관계가 상대적으로 가장 큰 설명력을 가진 요인으로 나타났다.

또한 문은식·김미희(2011)도 교사-유아 관계에서 갈등과 의존성이 높을수록 유아의 문제행동 수준이 높은 경향이 있음을 밝혔다. 특히 이 연구에서는 유아의 문제행동에 대해 어머니의 정서표현 수용태도는 유의한 상관이나 나타나지 않았으나 교사-유아 관계는 유의한 상관이 있는 것으로 나타나서 교사-유아 관계의 중요성이 강조되었다. 유아의 문제행동에 영향을 미치는 어머니, 유아, 교사

관련 변인에 대한 탐색적 연구를 실시한 송진영·김규수(2012)도 유아의 문제행동에 대한 교사-유아 관계의 중요성을 밝히면서, 유아가 기관에서 생활하는 시간이 점차 증가하고 있는 상황에서 교사와 유아의 관계가 얼마나 중요한가를 의미한다고 하였다. 한편, 최선희·황혜정(2011)은 교사-유아 간 바람직한 상호작용의 질과 유아의 부적응 간의 관계를 알아보려고 하였으며, 연구결과 교사-유아 간 정서적, 언어적, 행동적 상호작용 질이 높을수록 유아의 위축, 의존, 산만, 공격 및 충동 등의 부적응 행동 수준이 낮음을 알 수 있었다.

셋째, 유아의 사회정서 발달 중 또래관계나 놀이행동 관련 연구들은 다음과 같다. 먼저, 교사와 부적응 유아의 관계와 또래 간 사회성 간의 관련성에 대해 살펴본 김태인(2013)에 따르면, 교사-유아의 친밀감 및 의존적 관계는 또래 간 사교적이고 우호적인 태도와 정적상관이 있는 것으로 나타났다. 또한 교사-유아 관계와 유아의 놀이 특성 간의 관계를 살펴본 백상수·황윤세(2014)에 따르면, 교사와 유아의 친밀감은 운동놀이, 언어놀이, 인지놀이, 사회놀이 등 놀이의 다양한 형태와 정적상관 관계를 가지지만, 교사-유아 간 갈등은 정서놀이 등과 부적상관이 있었다.

한편 유아기 또래 상호작용에 관련된 변인을 연구한 이지희·김혜연(2012)은 교사와 유아 간의 친밀감이 높고 갈등이 낮을수록 긍정적 또래 상호작용 행동이 높다는 것을 발견하였다. 신은수(2000)는 유치원 교사의 놀이에 대한 교사효능감에 따른 교사의 교수행동으로 인해 교사와 유아의 상호작용의 양과 질에 차이가 있었으며, 이에 유아들의 놀이에도 차이가 나타남을 밝혔다. 즉, 교사효능감이 높은 교사의 학급 유아들은 그렇지 않은 학급의 유아들보다 놀이에 많이 참여하고 사회인지적 놀이 발달 수준이 높은 협동적인 조작, 구성, 극화놀이의 참여가 높은 것으로 나타났다.

종합하면, 교사와 유아 간에 갈등은 적고 친밀하고 질 높은 상호작용을 하는 것은 유아의 낮은 문제행동 수준 및 기관에서의 긍정적인 또래 놀이행동과 관련이 있었으며, 유아의 언어발달 수준에도 영향을 주어서 유아의 사회정서 및 인지-언어능력을 설명하는 요인이 됨을 알 수 있다.

2) 또래 상호작용과 유아의 발달 특성 간의 관계

유아기에 경험하는 또래 상호작용에 관한 연구들을 살펴보면 다음과 같다.

첫째, 또래 상호작용과 인지-언어능력을 주제로 한 연구들이 있다. 김규수 외

(2012)에 따르면, 또래와의 놀이상황에서 긍정적 상호작용을 많이 하고 놀이단절이 적게 나타나는 유아는 어휘력뿐만 아니라 언어 이해력과 표현력이 높게 나타났다. 이 연구에서는 이에 대해 또래와의 놀이상호작용이 많을수록 언어 사용 기회가 많아지고, 자신보다 언어능력이 뛰어난 유아를 통해 다양한 언어를 배우게 되므로 이는 유아의 언어능력이 증진되는 기회가 될 수 있다고 설명하였다. 이것은 유아가 놀이를 통해 다양한 단어와 긴 문장을 사용하여 대화를 유지하고 다른 유아와 협동하면서 이미 알고 있는 단어를 이전보다 더 잘 활용하게 된다는 한옥순(2001)의 연구와 맥락을 같이 한다. 또한 김규수 외(2012)의 상관분석결과에 따르면, 유아의 언어능력은 교사-유아 상호작용보다는 또래와의 놀이상호작용과 좀 더 관련이 있는 것으로 나타났다.

한편 김기에·이소은(2007)은 유아의 언어능력에 따라 유아의 또래 상호작용 양상이 달라질 수 있다는 가정 하에 분석을 실시하였으며, 그 결과 유아의 표현 언어능력이 높거나 낮을 때 유아의 협력적인 상호작용 수준에 높게 나타났다. 이에 대해 표현 언어능력이 뛰어난 유아는 또래와의 상호작용이 빈번해지고, 언어능력이 뛰어나지 않은 아이는 표현 언어능력이 높은 또래에게 반응함으로써 상호작용이 유발된다고 보았다. 김희태·김정림·이임순·남연정(2014)의 연구에서도 이와 비슷한 관계를 발견할 수 있다. 유아의 부정적인 또래 상호작용 행동과 관련된 변인들의 구조적 관계를 분석한 이 연구에서는 유아의 기질이나 교사-유아 관계뿐만 아니라 유아의 의사소통 능력이 놀이방해나 놀이단절 행동에 직접적인 영향을 미치는 것으로 나타났다.

둘째, 유아의 또래 상호작용과 놀이행동 및 문제행동 간의 관계를 살펴보면, 다음과 같다. 유아의 외현화 및 내재화 문제행동을 비롯한 사회적 기술과 또래 상호작용 등의 관계를 연구한 신은수·권미경·정현빈(2010)에 따르면, 유아의 긍정적인 또래 상호작용은 외현화 및 내재화 문제행동과 부적 상관이 있었지만, 놀이방해 및 놀이단절 행동은 정적 상관이 있는 것으로 나타났다. 또한 Rubin과 Coplan(1992)의 연구에서는 놀이단절을 통해 혼자 놀이하는 유아들은 또래로부터 스스로 위축되고 자신이 부적절하다는 느낌을 받기 때문에 더 쉽게 우울, 불안과 같은 문제를 내면화하게 된다고 보고하였다.

종합하면, 유아들의 놀이 상황에서 일어나는 또래 상호작용은 유아의 인지·언어발달의 영향을 받기도 하고 또한 영향을 주기도 하는 것으로 나타났으며, 또래와의 부정적인 상호작용은 유아의 문제행동과 관련 있는 것을 알 수 있다.

이러한 선행연구들은 대부분 횡단적 자료를 이용한 상관이나 회귀분석을 통해 변인들 간의 관계를 보고하고 있으나 본 연구에서는 이러한 이론적 배경을 바탕으로 종단적 자료를 활용하여 인과관계를 밝히고자 한다. 또한 교사-유아 및 또래 상호작용을 함께 고려함으로써 유아의 발달 영역에 대한 이들의 상대적 영향력이나 어떠한 기제로 영향을 미치는지에 대해 밝히고자 한다.

2. 연구 방법

가. 분석 대상

본 연구에서는 2011년~2013년도에 조사한 한국아동패널 4차~6차 데이터를 사용하였다. 전체 2,150가구 중에서 2011년도에는 1,754가구, 2012년도에는 1,703가구, 2013년도에는 1,662가구가 참여하였다. 한국아동패널 유아의 연령은 만3, 4, 5세에 해당한다. 또한 이들 중에서 유아가 다니고 있는 육아지원서비스 기관(어린이집, 유치원, 반일제 이상 학원)의 담임교사가 응답하도록 하는 기관 조사는 2011년도(4차)에는 800가구, 2012년도(5차)에는 1,018가구 그리고 2013년도(6차)에는 1,215가구가 참여하였다. 4~6차 기관 조사 모두 참여한 가구 수는 417가구이다.

나. 분석 변수

2011년에 실시한 4차년도 조사부터 기관의 교사가 보고하는 변인들이 추가되었으며, 유아가 기관에서 경험하는 교사 및 또래와의 상호작용이 조사되었다. 따라서 이 연구는 4~6차년도에 수집한 자료를 사용하여 분석할 것이다.

첫째, 본 연구에서 주요 변수로 다루고자 하는 교사-유아 상호작용(Early Childhood Observation Instrument)과 놀이상황에서의 또래 상호작용(Penn Interactive Peer Play Scale) 변수는 4~6차년도에 각각 조사된 점수를 사용하였다. 교사-유아 상호작용은 5점 척도의 총 10문항으로 평가하며, 점수가 높을수록 교사가 유아와 긍정적인 상호작용을 하고 있음을 의미한다. 또래 상호작용 척도는 놀이방해 13문항, 놀이상호작용 9문항, 놀이단절 8문항으로 이루어지며 4점 척도로 평가한다.

둘째, 만5세 시기 유아의 교사-유아 상호작용 및 또래 상호작용과 관련 있는 변수를 탐색하기 위해 유아의 특성은 기관 및 교사 선호도를, 담임교사의 특성으로는 1일 근로 시간, 총경력, 학력 및 교수효능감을, 학급 특성으로는 형태(연령 구성)와 규모(유아 수)를 다루었다. 교사의 총경력은 교사로 근무한지 총 몇 년 몇 개월 되었는지를 응답하도록 하였으며, 학력은 고등학교 졸업부터 대학원 졸업까지 7단계로 나누어 조사하였다. 교수효능감은 교사의 교수 능력에 대한 효능감을 알아보는 5점 척도의 7문항으로 평가하였다.

유아의 성별 및 가족에 관한 변인은 한국아동패널 기초분석보고서에서 다루고 있으므로 본 연구에서는 제외하였으며, 만3, 4세 시기는 만5세 시기와 측정 문항에 약간 차이가 있을 뿐만 아니라 만5세 시기가 가장 오랜 시간을 기관에서 보내기에 관련성을 살펴보기에 가장 적절하다고 여겨지므로 이 시기의 관계만을 분석하였다.

셋째, 유아의 기관에서의 상호작용 경험이 그들의 인지·언어·사회정서 발달에 미치는 영향을 알아보기 위해서 인지·언어발달을 대표하는 변수로는 5, 6차년도에 교사 보고 설문지로 조사된 인지·언어발달평가점수를 사용하였다. 또한 사회정서 발달을 대표하는 변수로는 부모가 보고한 문제행동(CBCL 1.5-5)점수를 사용하였으며, 이는 내재화 및 외현화 점수로 구성하였다.

다. 분석 방법

자료의 분석을 위해 SPSS 20.0 프로그램과 AMOS 18.0 프로그램을 사용하였다. 연구문제 1을 위해서는 기술통계량을 산출하고 반복측정분산분석과 LSD¹³⁾ 사후분석을 실시하였다. 연구문제 2, 3을 위해서는 상관계수를 산출하고 특히 연구문제 3에서는 구조방정식 모형 중 자기회귀모형을 활용하여 분석하였다. 자기회귀모형의 핵심은 t시점의 값이 이전 시점인 t-1 시점의 값에 의해 설명되어지는 것이며(홍세희·박민선·김원정, 2007), 본 연구에서는 유아의 또래상호작용은 세 시점에서 측정한 값, 문제행동 및 인지·언어발달은 두 시점에서 측정한 값을 가지고 분석하였다.

구조방정식모형 분석 시에는 결측치 처리방법으로 완전정보최대우도법(Full Information Maximum Likelihood)을 선택하였으며, 모형적합도는 χ^2 , TLI, CFI

13) SPSS 프로그램에서 반복측정분산분석을 실행 시 제공하는 사후분석 방법이므로 채택함.

및 RMSEA를 기준으로 하였다.

3. 연구 결과

가. 연령별 교사-유아 상호작용 및 또래 상호작용

1) 만3, 4, 5세 교사-유아 상호작용

만3, 4, 5세 각 연령별 교사-유아 상호작용 점수의 기술통계량은 <표 V-2-1>과 같다. 1~5점의 범위에서 각 연령에서의 평균은 만3세 4.23점, 만4세 4.21점, 만5세 4.24점이었다. 이처럼 각 연령에서 유아를 담임했던 교사가 응답한 교사-유아 상호작용 수준은 척도의 범위 내에서 비교적 높은 수준을 보인다.

<표 V-2-1> 교사-유아 상호작용의 연령별 기술통계량

| 구분 | N | 최소값 | 최대값 | 평균 | 표준편차 |
|-----|------|------|------|------|------|
| 만3세 | 800 | 1.00 | 5.00 | 4.23 | .47 |
| 만4세 | 1017 | 1.00 | 5.00 | 4.22 | .46 |
| 만5세 | 1214 | 1.00 | 5.00 | 4.24 | .48 |

교사-유아 상호작용의 종단적 추이를 알아보기 위해 반복측정분산분석을 실시하였다. 교사-유아 상호작용은 동일한 교사가 응답하는 경우도 있고, 매년 서로 다른 교사가 응답하는 경우도 있다. 그러나 한 명의 유아가 경험하는 사건이므로 일원배치분산분석이 아닌 반복측정분산분석을 실시하였다.

<표 V-2-2> 교사-유아 상호작용 점수의 반복측정분산분석 결과 (N=416)

| 변인 | 종속변인 | SS | df | MS | F |
|----|------------|------|-------|------|------|
| 연령 | 교사-유아 상호작용 | .101 | 1.982 | .051 | .246 |

그 결과는 <표 V-2-2>에서 보는 바와 같이 연령에 따른 차이는 나타나지 않았다($F = .246, ns$). 즉, 유아가 경험한 교사-유아 상호작용 수준은 연령이 증가하여도 큰 변화가 없는 것으로 나타났다.

2) 만3, 4, 5세 또래 상호작용

만3, 4, 5세 각 연령별 또래 상호작용 점수(놀이방해, 놀이상호작용, 놀이단절)의 기술통계량은 <표 V-2-3>과 같다.

<표 V-2-3> 또래 상호작용의 연령별 기술통계량

| 구분 | | N | 최소값 | 최대값 | 평균 | 표준편차 |
|-----|--------|------|------|------|-------------------|------|
| 만3세 | 놀이방해 | 800 | 1.15 | 3.77 | 2.31 _a | .47 |
| | 놀이상호작용 | | 1.11 | 4.00 | 3.04 _a | .42 |
| | 놀이단절 | | 1.00 | 3.13 | 1.61 _a | .48 |
| 만4세 | 놀이방해 | 1018 | 1.08 | 3.62 | 2.04 _b | .46 |
| | 놀이상호작용 | | 1.00 | 4.00 | 3.11 _b | .39 |
| | 놀이단절 | | 1.00 | 3.25 | 1.56 _b | .45 |
| 만5세 | 놀이방해 | 1215 | 1.00 | 3.38 | 1.93 _c | .45 |
| | 놀이상호작용 | | 1.11 | 4.00 | 3.08 _a | .39 |
| | 놀이단절 | | 1.00 | 3.13 | 1.57 _a | .47 |

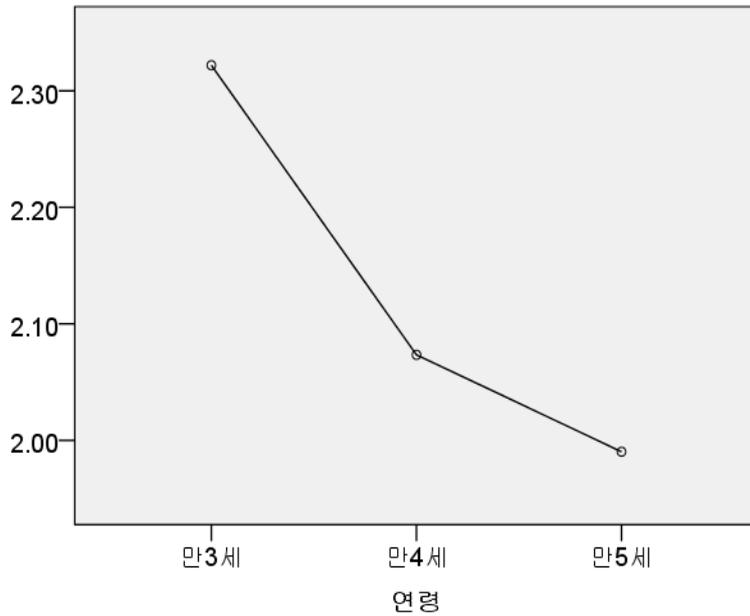
첫째, 놀이방해의 경우 1~4점의 범위에서 각 연령에서의 평균은 만3세 2.31점, 만4세 2.04점, 만5세 1.93점이었다. 구체적으로 놀이방해 수준의 종단적 추이를 알아보기 위해 반복측정분산분석을 실시한 결과는 <표 V-2-4>, [그림 V-2-1]과 같다.

<표 V-2-4> 또래 상호작용: 놀이방해 점수의 반복측정분산분석 결과 (N=417)

| 변인 | 종속변인 | SS | df | MS | F |
|----|------|--------|-------|--------|-----------------------|
| 연령 | 놀이방해 | 24.835 | 1.966 | 12.632 | 98.643 ^{***} |

*** $p < .001$.

분석 결과, 유아의 놀이방해 수준은 연령이 증가하면서 유의미하게 달라졌으며, 사후분석(LSD) 실시 결과, 만3세보다는 만4세에 놀이방해 수준이 낮아졌으며, 만5세에 좀 더 그 수준이 낮아졌다. 즉, 또래와의 놀이상황에서 놀이를 방해하는 행동은 연령이 증가함에 따라 점차 감소하였다.



[그림 V-2-1] 연령에 따른 놀이방해 점수

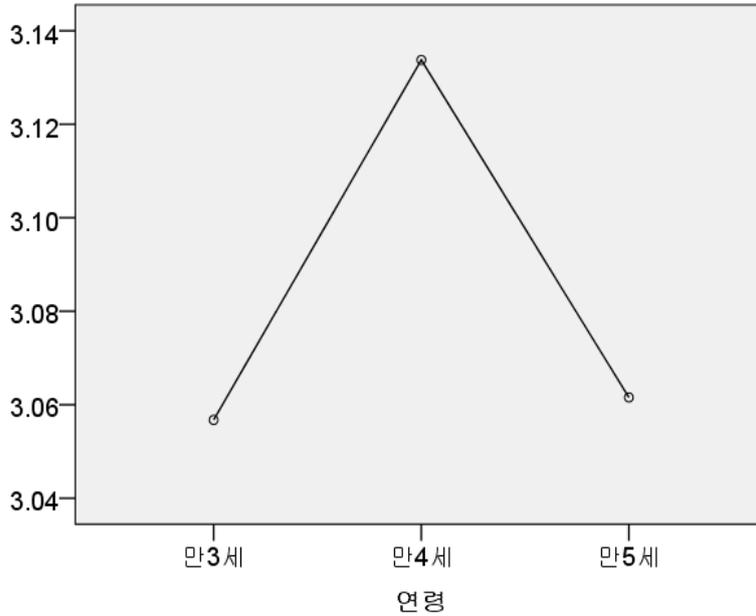
둘째, 놀이상호작용의 경우 1~4점의 범위에서 각 연령에서의 평균은 만3세 3.04점, 만4세 3.11점, 만5세 3.08점이었다. 구체적으로 놀이상호작용 수준의 종단적 추이를 알아보기 위해 반복측정분산분석을 실시한 결과는 <표 V-2-5>, [그림 V-2-2]와 같다.

<표 V-2-5> 또래 상호작용: 놀이상호작용 점수의 반복측정분산분석 결과 (N=417)

| 변인 | 종속변인 | SS | df | MS | F |
|----|--------|-------|----|------|---------|
| 연령 | 놀이상호작용 | 1.552 | 2 | .776 | 7.392** |

** $p < .01$.

분석 결과, 유아의 놀이상황에서의 긍정적 상호작용 수준은 연령이 증가하면서 유의미하게 달라졌으며, 사후분석(LSD) 실시 결과, 만3세보다는 만4세에 놀이상호작용 수준이 다소 높아졌지만, 만5세에는 다시 만3세와 유사한 수준을 보이는 것으로 나타났다.



[그림 V-2-2] 연령에 따른 놀이상호작용 점수

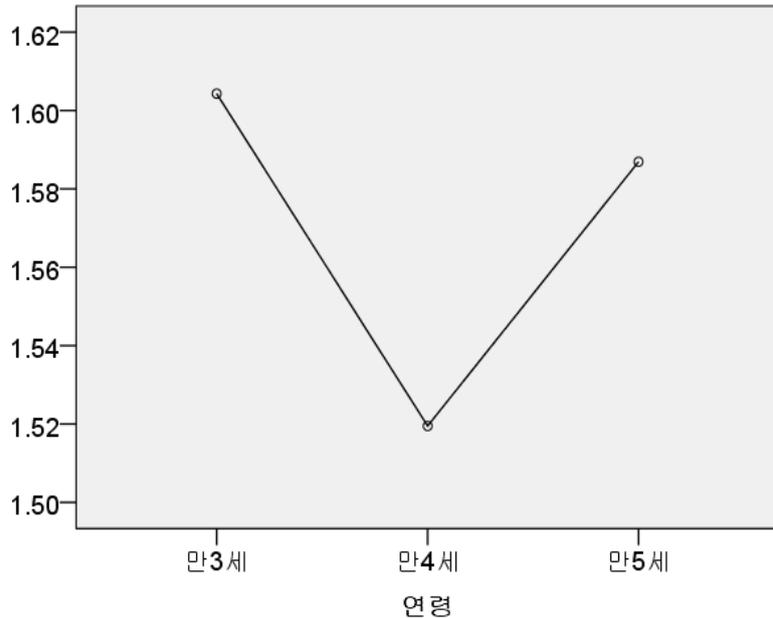
셋째, 놀이단절의 경우 1~4점의 범위에서 각 연령에서의 평균은 만3세 1.61점, 만4세 1.56점, 만5세 1.57점이었다. 구체적으로 놀이단절 수준의 종단적 추이를 알아보기 위해 반복측정분산분석을 실시한 결과는 <표 V-2-6>, [그림 V-2-3]과 같다.

<표 V-2-6> 또래 상호작용: 놀이단절 점수의 반복측정분산분석 결과 (N=417)

| 변인 | 종속변인 | SS | df | MS | F |
|----|------|-------|----|------|---------|
| 연령 | 놀이단절 | 1.675 | 2 | .837 | 5.321** |

** $p < .01$.

분석 결과, 유아의 놀이단절 수준은 연령이 증가하면서 유의미하게 달라졌으며, 사후분석(LSD) 실시 결과, 만3세보다는 만4세에 놀이단절 행동이 다소 감소하였지만, 만5세에는 다시 만3세와 유사한 수준을 보이는 것으로 나타났다. 이처럼 놀이단절 점수는 놀이상호작용 점수와 반대되는 경향을 보인다.



[그림 V-2-3] 연령에 따른 놀이단절 점수

나. 교사-유아 및 또래 상호작용과 교사·유아·학급 특성 간의 관계

유아의 교사-유아 상호작용과 또래 상호작용에 차이를 가져오거나 관련이 있는 유아, 교사 및 학급의 특성은 무엇인지 알아보기 위해 차이검증 및 상관관계 분석을 실시하였다. 교사-유아 상호작용은 유아의 기관($r = .102, p < .001$) 및 교사 선호도($r = .100, p < .01$), 교사의 경력($r = .136, p < .001$), 학력($r = .119, p < .001$) 및 교수효능감($r = .677, p < .001$)과 관련이 있어서 유아가 기관과 교사를 선호할수록, 교사의 경력과 학력이 높고 교수효능감 수준이 높을수록 교사-유아 상호작용 수준이 높았다. 하지만 교사 1일 근무시간($r = -.039, ns$), 학급 형태($t = -.439, ns$) 및 규모($r = .002, ns$)와는 유의미한 결과가 나타나지 않았다. 또래 상호작용에서 놀이상호작용 행동은 유아가 기관($r = .152, p < .001$)과 교사($r = .136, p < .001$)를 선호하고 교사의 교수효능감($r = .153, p < .001$)이 높을수록 높게 나타났다. 그 외에도 교사의 학력($r = -.070, p < .05$) 및 학급 형태에 따른 차이가 나타났는데, 단일연령반($M = 3.09, SD = .39$)에서 혼합연령반

($M = 3.01$, $SD = .43$)일 때 보다 놀이상호작용 점수가 근소한 차이로 더 높았다. 한편 교사의 1일 근무시간($r = .040$, ns), 경력($r = -.040$, ns), 학급 규모($r = .027$, ns)와 유의미한 관계는 나타나지 않았다. 놀이방해 행동은 유아의 기관($r = -.113$, $p < .001$) 및 교사($r = -.089$, $p < .01$)에 대한 선호도, 교사의 교수효능감($r = -.163$, $p < .001$) 그리고 학급 규모($r = -.059$, $p < .05$)와 부적 상관이 있었다. 또한 학급 형태($t = -3.60$, $p < .001$)에서 단일연령반($M = 1.91$, $SD = .45$)보다 혼합연령반($M = 2.03$, $SD = .46$)에서 놀이방해 행동 점수가 높았다. 교사의 1일 근무시간($r = -.036$, ns), 경력($r = .051$, ns) 및 학력($r = .007$, ns)과는 유의미한 상관이 나타나지 않았다. 놀이단절 행동 역시 유아의 기관($r = -.124$, $p < .001$) 및 교사($r = -.096$, $p < .01$) 선호도 그리고 교수효능감($r = -.128$, $p < .001$)과 부적상관이 있었다. 그리고 교사의 학력($r = .067$, $p < .05$)과 학급 형태($t = -2.911$, $p < .01$)에 따른 차이가 나타났는데, 단일연령반($M = 1.55$, $SD = .46$)보다 혼합연령반($M = 1.66$, $SD = .49$)에서 놀이단절 점수가 높았다. 교사의 1일 근무시간($r = -.028$, ns), 경력($r = .052$, ns) 및 학급 규모($r = .000$, ns)와는 유의미한 상관이 나타나지 않았다.

다. 교사-유아 상호작용과 또래 상호작용에 대한 초기 경험이 이후 유아의 인지·언어·사회정서 발달에 미치는 영향

1) 변수들 간의 상관분석 결과

먼저, 교사-유아 상호작용(만3, 4, 5세), 또래 상호작용(만3, 4, 5세), 인지·언어 발달(만4, 5세) 및 문제행동(만4, 5세) 변수 간의 관계를 알아보기 위해 상관분석을 실시한 결과는 <표 V-2-7>과 같다.

2) 모형분석 결과

유아가 보육·교육기관에서 초기에 경험하는 교사 및 또래와의 상호작용이 유아의 이후 발달에도 지속적인 영향을 미치는지를 분석하였다. 교사와의 상호작용은 또래 상호작용에 영향을 준다는 선행연구(김태인, 2013; 김희태 외, 2014; 신은수, 2000) 결과와 연구자의 사전분석결과¹⁴⁾에 근거하여 교사-유아 상호작용

14) 연구자의 사전분석결과 교사-유아 상호작용은 또래 상호작용을 통해 간접적으로 유아의 인지·언어발달 및 문제행동을 영향을 미쳤고, 직접적인 영향은 유의미하지 않았다.

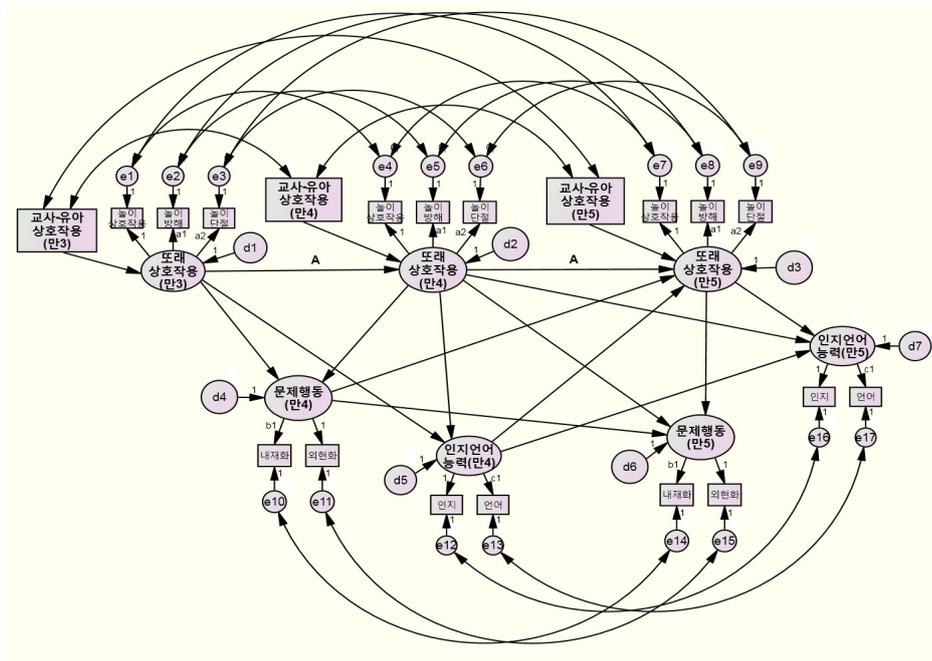
(표 V-2-7 계속)

| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 11 | 12 | 13 | 14 | 15 | 16 | 17 | 18 | 19 | 20 |
|----|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|---------------------|---------------------|-------|----------------------|----------------------|---------------------|----------------------|--------------------|---------------------|---------------------|----|
| 12 | -.001 | -.002 | .004 | -.034 | .049 | -.031 | -.176 ^{***} | .204 ^{***} | -.228 ^{***} | .028 | .035 | 1 | | | | | | | | |
| 13 | -.248 ^{***} | .404 ^{***} | -.303 ^{***} | -.152 ^{***} | .293 ^{***} | -.167 ^{***} | -.186 ^{***} | .250 ^{***} | -.144 ^{***} | .117 ^{***} | .037 | -.004 | 1 | | | | | | | |
| 14 | -.201 ^{***} | .384 ^{***} | -.327 ^{***} | -.114 ^{***} | .264 ^{***} | -.135 ^{***} | -.139 ^{***} | .278 ^{***} | -.155 ^{***} | .073 [†] | .019 | -.023 | .650 ^{**} | 1 | | | | | | |
| 15 | .003 | -.121 ^{***} | .107 ^{***} | -.006 | -.140 ^{***} | .154 ^{***} | -.020 | -.105 ^{***} | .103 ^{***} | -.021 | -.012 | -.020 | -.068 [†] | -.042 | 1 | | | | | |
| 16 | .159 ^{***} | -.194 ^{***} | .124 ^{***} | .166 ^{***} | -.191 ^{***} | .147 ^{***} | .128 ^{***} | -.145 ^{***} | .137 ^{***} | -.026 | -.046 | .012 | -.145 ^{***} | -.109 ^{***} | .722 ^{**} | 1 | | | | |
| 17 | -.078 [†] | .216 ^{***} | -.131 ^{***} | -.137 ^{***} | .447 ^{***} | -.334 ^{***} | -.186 ^{***} | .261 ^{***} | -.198 ^{***} | .014 | .101 ^{***} | .042 | .269 ^{***} | .313 ^{***} | -.052 | -.124 ^{**} | 1 | | | |
| 18 | -.133 ^{***} | .283 ^{***} | -.204 ^{***} | -.211 ^{***} | .442 ^{***} | -.323 ^{***} | -.169 ^{***} | .217 ^{***} | -.184 ^{***} | .002 | .135 ^{***} | -.008 | .328 ^{***} | .346 ^{***} | -.065 [†] | -.139 ^{***} | .625 ^{**} | 1 | | |
| 19 | -.029 | -.062 [†] | .045 | -.050 | -.075 [†] | .107 [†] | -.005 | -.054 [†] | .076 [†] | .035 | -.007 | -.012 | .001 | .031 | .569 ^{***} | .432 ^{***} | -.055 | -.060 | 1 | |
| 20 | .137 ^{***} | -.114 ^{***} | .086 ^{***} | .159 ^{***} | -.112 ^{***} | .105 ^{***} | .138 ^{***} | -.103 ^{***} | .119 ^{***} | -.001 | -.016 | -.019 | -.065 [†] | -.047 ^{***} | .417 ^{***} | .585 ^{***} | -.068 [†] | -.098 ^{**} | .702 ^{***} | 1 |

주: 1= 놀이방해(5) 2=놀이상호작용(5) 3=놀이단절(5) 4=놀이방해(4) 5=놀이방해(4) 6=놀이단절(4) 7=놀이방해(3) 8=놀이상호작용(3) 9=놀이단절(3) 10=교사 상호작용(5) 11=교사상호작용(4) 12=교사상호작용(3) 13=인지 발달(5) 14=언어발달(5) 15=내재화문제행동(5) 16=외재화문제행동(5) 17=언어발달(4) 18=인지 발달(4) 19=내재화문제행동(4) 20=외재화문제행동(4)

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

변수는 동일 연령의 또래 상호작용 변수에만 경로를 설정하였으며, 또래 상호작용의 측정변수 중 놀이방해와 놀이단절 점수는 역채점한 값을 투입하였다. 또한 또래 상호작용 및 유아의 발달 특성들 간의 관계를 자기회귀모형을 활용하여 분석하고자 하였으며, 이에 선행연구들(윤정숙, 유성경, 홍세희, 2012; 홍세희 외, 2007)에서 사용하고 있는 절차에 따라 6개의 경쟁모형을 설정하고 모형의 적합도를 서로 비교한 후 최종 모형을 선택하였다.



[그림 V-2-4] 교사 및 또래 상호작용과 유아 발달 간의 종단 관계 모형

모형1은 [그림 V-2-4]에서 변수들 간의 관계만을 설정한 기본 모형이다. 모형 2는 기본모형에 또래 상호작용, 문제행동 및 인지·언어능력의 측정변수 오차 간 상관관을 추가한 모형이다. 이는 각 시점에서 동일한 측정변수를 반복하여 측정하였을 때 변수 간에 상관관이 존재할 수 있다는 가정을 가지며, [그림 V-2-4]에서 e1과 e4, e2와 e5, e3과 e6 등의 오차 간 상관관계에 해당한다.

모형3은 시점에 따른 측정동일성을 평가하기 위해 또래상호작용 측정변수의

요인계수를 동일하게 제약한 모형이며, 시점에 따른 측정동일성은 각 시점에서 측정변수의 내용에 대한 해석이 응답자들에 의해 동일하게 이루어졌음을 의미한다. [그림 V-2-4]에서 a1, a2로 표시한 부분에 해당한다. 모형4는 문제행동 측정 변수의 요인계수를 동일하게 제약한 모형이며, [그림 V-2-4]에서 b1으로 표시한 부분에 해당한다. 모형5는 인지·언어능력 측정변수의 요인계수를 동일하게 제약한 모형이며, [그림 V-2-4]에서 c1으로 표시한 부분에 해당한다.

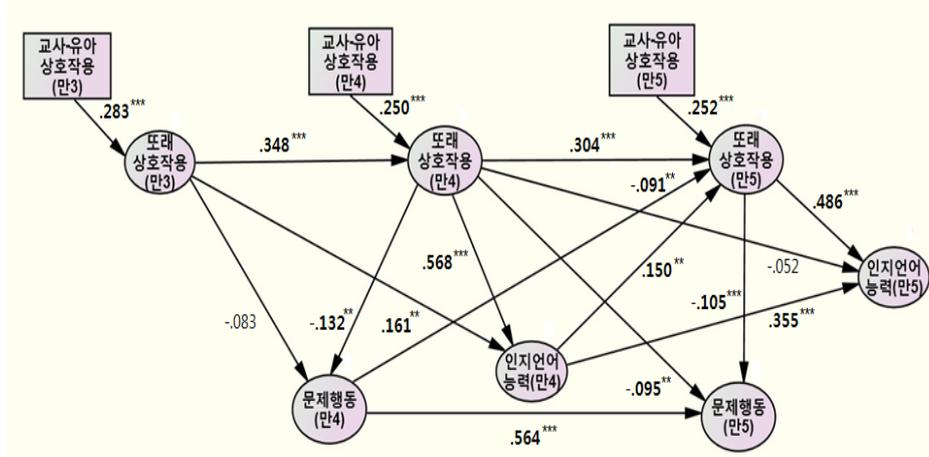
마지막으로 모형6은 또래상호작용의 자기회귀계수에 동일하게 제약(A)을 가한 모형으로 만3세에서 만4세에 끼치는 영향력의 정도는 만4세에서 만5세에 끼치는 영향력의 정도와 같은지를 평가할 수 있다.

<표 V-2-8> 모형의 적합도 지수

| 구분 | χ^2 | <i>df</i> | <i>p</i> | χ^2/df | <i>TLI</i> | <i>CFI</i> | <i>RMSEA</i> (90%신뢰구간) |
|-----|----------|-----------|----------|-------------|------------|------------|---------------------------|
| 모형1 | 1286.498 | 154 | .000 | 8.354 | .810 | .861 | .058(.056~.061) |
| 모형2 | 429.332 | 141 | .000 | 3.045 | .947 | .965 | .031(.028~.034) |
| 모형3 | 443.670 | 145 | .000 | 3.060 | .947 | .963 | .031(.028~.034) |
| 모형4 | 443.792 | 146 | .000 | 3.040 | .947 | .963 | .031(.028~.034) |
| 모형5 | 449.840 | 147 | .000 | 3.060 | .947 | .963 | .031(.028~.034) |
| 모형6 | 451.990 | 148 | .000 | 3.054 | .947 | .963 | .031(.028~.034) |

이상 6개 모형의 적합도 지수를 비교한 결과, 모형1에 비해 측정변수 오차 간에 상관을 추가한 모형2에서 *TLI*, *CFI* 및 *RMSEA*가 더 좋은 수준이었으며, 모형2~6의 모형은 모두 유사한 수준의 적합도를 보였다. 이에 본 연구에서는 측정변수의 요인계수 및 또래상호작용의 자기회귀계수를 모두 제약한 마지막 모형이 이전 모형에 비해 적합도가 나빠지지 않았고 가장 간명하므로 이를 최종모형으로 선택하였다.

최종모형의 분석결과는 [그림 V-2-5] 및 <표 V-2-9>와 같다. 구체적으로 살펴보면, 만3세 또래 상호작용이 만4세 문제행동에 미치는 영향(-.083, ns)과 만4세 또래 상호작용이 만5세 인지·언어능력(-.052, ns)만 통계적으로 유의미하지 않고, 나머지 경로계수들은 모두 유의미하게 나타났다. 즉, 만3, 4, 5세에 경험한 교사-유아 상호작용은 또래 상호작용에 긍정적인 영향을 주고, 놀이 상황에서 또래와의 긍정적인 상호작용을 하는 유아는 문제행동 수준은 낮은 반면 인지·언어능력 수준은 높았다



주. 최종모형에서 변수들의 경로만 표시한 그림임.
 ** $p < .01$, *** $p < .001$.

[그림 V-2-5] 최종모형 분석 결과

<표 V-2-9> 최종모형 분석 결과

| 경로 | | 비표준화 계수(S.E.) | 표준화 계수 |
|------------|----------------|------------------|-----------|
| 또래상호작용(3) | ← 교사-유아상호작용(3) | .191(.027)*** | .283 |
| 또래상호작용(4) | ← 교사-유아상호작용(4) | .153(.021)*** | .250 |
| 또래상호작용(4) | ← 또래상호작용(3) | .312(.038)*** | .348 |
| 문제행동(4) | ← 또래상호작용(3) | -1.492(.828) | -.083 |
| 문제행동(4) | ← 또래상호작용(4) | -2.660(.824)** | -.132 |
| 인지·언어능력(4) | ← 또래상호작용(3) | 1.165(.389)** | .161 |
| 인지·언어능력(4) | ← 또래상호작용(4) | 4.591(.372)*** | .568 |
| 또래상호작용(5) | ← 교사-유아상호작용(5) | .150(.018)*** | .252 |
| 또래상호작용(5) | ← 또래상호작용(4) | .312(.038)*** | .304 |
| 또래상호작용(5) | ← 문제행동(4) | -.005(.002)** | -.091 |
| 또래상호작용(5) | ← 인지·언어능력(4) | .019(.006)** | .150 |
| 문제행동(5) | ← 문제행동(4) | .549(.024)*** | .564 |
| 문제행동(5) | ← 또래상호작용(4) | -1.864(.660)** | -.095 |
| 문제행동(5) | ← 또래상호작용(5) | -2.004(.598)*** | -.105 |
| 인지·언어능력(5) | ← 인지·언어능력(4) | .339(.057)*** | .355 |
| 인지·언어능력(5) | ← 또래상호작용(4) | -.398(.468) | -.052 |
| 인지·언어능력(5) | ← 또래상호작용(5) | 3.651(.310)*** | .486 |

** $p < .01$, *** $p < .001$.

이를 통해 유아기 동안 기관 내 교사와의 상호작용은 긍정적인 또래상호작용을 격려함으로써 유아의 문제행동과 인지언어 능력에 영향을 미침을 알 수 있다. 또한 또래와의 상호작용 양상은 유아의 문제행동 및 인지·언어능력을 설명하고, 높은 수준의 인지·언어능력과 낮은 수준의 문제행동은 이후 긍정적인 또래 상호작용을 설명함도 알 수 있다.

4. 결론 및 논의

본 연구는 한국아동패널 유아가 만3~5세 시기에 조사한 자료를 가지고 유아기 동안 보육·교육기관을 이용한 유아의 교사-유아 및 또래 상호작용 수준은 연령별로 어떠한지 종단적 추이를 살펴보고, 이러한 상호작용과 관련이 있는 유아, 교사 및 학급의 특성은 무엇인지 분석하였다. 또한 유아가 경험하는 교사-유아 및 또래 상호작용이 인지·언어·사회정서 발달에 미치는 영향은 어떠한지 자기회귀모형을 활용한 구조방정식모형 분석을 통해 알아보았다. 이에 그 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 유아 경험한 교사-유아 상호작용 수준은 연령이 증가하여도 큰 변화가 없는 것으로 나타났다. 즉, 만3, 4, 5세 시기에 유아가 경험한 교사-유아 상호작용 수준은 유사하였다.

둘째, 또래 상호작용 행동에 대한 종단적 추이를 살펴본 결과, 또래와의 놀이 상황에서 놀이를 방해하는 행동은 연령이 증가함에 따라 점차 감소하였다. 놀이 상호작용 행동은 만3세보다는 만4세에 좀 더 많이 하였지만 만5세에는 다시 만3세와 유사한 수준을 보이는 것으로 나타났다. 놀이단절 행동은 놀이상호작용 행동과 반대되는 점수 양상을 보였는데, 만3세보다는 만4세에 다소 감소하였다가 만5세에는 다시 만3세와 유사한 수준을 보이는 것으로 나타났다.

이는 만3, 4세보다 만5세 시기에 긍정적인 또래 상호작용 행동이 증가한다는 선행연구들(서민영, 2007; 신윤숙, 2012; 이지희·김혜연, 2012)과는 다소 다른 결과이다. 따라서 유아의 연령이 증가하면서 전반적으로 부정적인 또래 상호작용 행동은 감소하는 경향이 있으나 만4, 5세 경 또래와의 놀이 상황에서 나타나는 행동에 변화를 가져오는 연령 외의 다른 영향요인이 있을 것으로 여겨지며 이에 대해 한국아동패널 자료를 이용한 후속연구가 필요하다.

셋째, 유아의 교사-유아 및 또래 상호작용과 유아, 교사 및 학급의 특성간의 관계를 분석하였다. 교사-유아 상호작용은 유아가 기관이나 교사를 선호하는 수준이 높을수록, 교사의 경력과 학력이 높고 교수효능감 수준이 높을수록 높게 나타났다. 또한 또래 상호작용의 세 하위요인에 있어 교수효능감과 상관이 있었고 학급 형태에 따른 차이가 나타났는데, 근소한 차이이기는 하지만 혼합연령반 보다 단일연령반에서 긍정적인 놀이상호작용이 많이 일어나고 놀이방해나 놀이 단절 행동은 적게 나타나는 경향이 있었다. 이처럼 혼합연령반에서 서로 다른 연령의 유아들 간의 상호작용이 그들의 발달에 유의한 경험이 될 수 있도록 교사의 격려와 지도가 잘 이루어질 수 있어야 하겠다.

특히 교사-유아 상호작용뿐만 아니라 또래 상호작용의 세 하위요인 모두 유아의 기관 및 교사 선호도와 관련이 있었다. 유아가 기관에서 교사 및 또래와 긍정적인 상호작용을 하게 되어서 기관이나 교사를 더 좋아하게 될 수도 있지만, 기관이나 교사를 좋아해서 즉, 기관 생활에 적응을 잘하고 교사와 신뢰할만한 안정적인 관계를 맺은 것이 교사와의 긍정적인 상호작용을 유발하고 또래와의 놀이상황에서 긍정적으로 상호작용하게 되는 것으로 여겨진다.

한편, 비록 본 연구에서는 다루지 않았으나 이처럼 본 연구에서 유아의 상호작용 요소들과 관련이 있는 것으로 밝혀진 기관의 구조적 특성을 통제하고 유아가 기관에서 경험하는 관계적 특성이 그들의 발달적 결과에 종단적으로 어떠한 영향을 미치는지를 후속연구에서 살펴본다면 의미 있는 결과를 보고할 수 있으리라 여겨진다.

넷째, 유아가 보육·교육기관에서 초기에 경험하는 교사 및 또래와의 상호작용이 유아의 이후 발달에도 지속적인 영향을 미치는지를 알아보하고자 만3, 4, 5세 시기의 교사-유아 상호작용, 또래 상호작용 및 유아의 인지·언어능력과 문제행동 변수를 투입하여 모형을 분석하였다. 그 결과 유아의 초기 상호작용 경험이 이후에 지속해서 영향을 미치는 것으로 나타났다. 특히 만3세에 경험한 또래 상호작용은 만4세 인지·언어능력에 영향을 미쳤으며, 만4세에 경험한 또래 상호작용은 만5세 문제행동에 영향을 미치는 것을 알 수 있었다.

또한 인지·언어능력의 경우 만3~4세에는 또래 상호작용이 먼저 영향을 주었으나 이후에는 인지·언어능력이 또래 상호작용에 영향을 주는 양상이 드러났고, 문제행동의 경우에는 또래 상호작용 행동이 먼저 문제행동에 영향을 주는 것이 아니라 문제행동 수준이 이후 또래 상호작용 행동에 영향을 주는 것을 발견하

였다. 하지만 본 연구에서는 유아의 인지·언어능력 및 문제행동을 또래 상호작용과 동일한 세 시점에서 측정한 값을 모형에 투입하지 못하였으므로 추후 좀 더 축적된 한국아동패널 자료를 활용하여 이들의 관계를 명확하게 밝힐 수 있기를 기대한다.

유아기는 전 영역의 발달이 활발하게 일어나는 시기이며 발달에 영향을 끼치는 요인은 다양하다. 특히 본 연구 결과를 통해 유아가 기관에서 긍정적이고 질 높은 수준의 상호작용을 경험하였을 경우 이후 발달에 긍정적 결과로 나타날 수 있음을 알 수 있었다. 이러한 본 연구 결과에 기초하여 유아기 발달에 있어 보육·교육기관에서 초기 상호작용의 중요성을 인식하고 긍정적인 상호작용을 촉진할 수 있는 방안을 중점으로 정책제언을 하고자 한다.

첫째, 또래와의 놀이 상황에서 나타나는 행동과 문제행동은 동일한 발달영역 즉, 사회정서발달에 속하기에 밀접한 관련이 있다는 것을 알 수 있지만 일반적으로 인지·언어능력은 다소 다른 영역으로 간주되어 구분된 접근을 하기 쉽다. 하지만 본 연구를 통해 어릴 적 또래와의 긍정적인 상호작용은 인지 및 언어능력에 영향을 주는 것을 확인할 수 있었다. 특히 만3세 시기의 상호작용 경험이 이후 인지·언어능력을 예측할 수 있다는 점은 영아기를 벗어나면서 인지·언어적 발달에서 많은 변화가 있는 이 시기에 경험하는 상호작용들이 이후 인지·언어능력을 결정하는 중요한 요인이 될 수 있음을 보여준다. 또한 이 시기에는 모방을 통하여 언어적 능력이 증가하기도 하므로 가정이나 기관에서 또래 간 상호작용을 통해 다양한 언어 자극에 노출될 수 있는 기회를 제공하는 것이 필요하다.

물론 유아가 경험하는 또래 상호작용 측면 외에도 인지·언어능력을 향상시키는 여러 가지 요인이 있겠으나 또래와의 놀이를 통한 향상에 대한 인식이 영유아기 부모와 교사에게 확산될 필요가 있다. 본 연구결과에서 교사-유아 상호작용은 유아의 인지·언어능력에 대해 또래관계를 통해 간접적인 영향을 주는 것으로 나타났는데, 이는 교사가 유아들의 또래관계를 격려함으로써 그들의 발달에 긍정적인 영향을 미칠 수 있음을 의미한다. 즉, 교사가 유아에게 제공하는 상호작용 내용에서 유아의 또래관계에 대한 지지가 강조되어야 할 것이다.

보건복지부의 2013년 한국 아동종합실태조사(김미숙 외, 2013)에 따르면, 영유아(0~5세)의 16.2%가 보육시설을 제외한 민간사교육을 이용하고 있으며, 민간사교육의 유형은 학습지(12.6%), 영어 유치원 등 학원(5.4%), 개인 및 그룹과의 교습(0.8%) 등의 순으로 나타났다. 특히 학습지 이용은 0-2세 2.7%에서 3-5세

22.5%로 높아지는 것으로 보고되었다. 이처럼 최근 영유아의 민간사교육 활동이 증가하고 있는 추세이며, 학습지 등 대인 상호작용보다는 개인 활동으로 진행되는 교육활동이 가장 높은 비율을 차지하고 있다. 이는 영유아시기임에도 불구하고 구체적인 학습활동을 통해 지식을 습득하여야만 한다는 인식이 있음을 보여준다.

하지만 유아의 발달에 있어 개인적 지도 또한 필요하지만 자칫 이러한 학습 활동에 대한 시간이 많이 할애된다면, 또래와의 놀이 시간이 줄어들 수 있고 이는 오히려 유아의 발달에 긍정적이지 않을 수 있다. 따라서 영유아기에 발달에 적합한 활동이란 무엇인지에 대해 그리고 또래와의 놀이 혹은 상호작용이 영유아의 인지·언어 능력의 발달에 미치는 영향에 대해 부모에게 알리는 보육·교육 기관 및 전문가 집단의 노력이 필요하다. 뿐만 아니라 영유아를 대상으로 하는 민간사교육 활동이 영유아의 발달에 적합한 것인가에 대한 검토가 필요하며, 이를 위한 제도적 기반이 마련될 수 있기를 제안한다.

둘째, 교사의 학력과 경력이 교사-유아 상호작용과 정적인 상관이 있었는데, 이처럼 교사의 학력이 높다는 것은 교사가 되기 위한 준비 과정이 길거나 심화 과정을 거쳤다는 것을 의미하며, 경력이 길다는 것은 교사가 된 후 오랜 경험을 통해 교사로서의 자질을 향상시켰음을 의미한다고 볼 수 있다. 따라서 교사 자격에 따라 교사양성기간이 서로 다른 우리의 현 체제에서 최소한의 교사양성기간을 확보하기 위한 노력이 필요하다고 볼 수 있다.

현재 보육사업안내(보건복지부, 2014b)와 교원자격검정 실무편람(교육부, 2014a)에 따르면, 보육교사와 유치원교사 자격을 취득하기 위한 기준에서 보육 실습과 학교현장실습 모두 160시간(4주)을 이수하도록 하고 있으며, 유치원교사의 경우 교육봉사활동(60시간)을 하도록 규정하고 있다. 이에 본 연구에서는 현장실습의 총 이수시간을 늘려서 1회가 아닌 최소 2회에 걸쳐 실습을 진행할 수 있도록 하거나, 현장실습 이전에 수업현장관찰이나 봉사활동을 정기적으로 실시 하여서 어느 정도 현장 경험을 가진 뒤에 현장실습에서 실제 교사의 역할을 실습해볼 수 있기를 제안한다. 또한 예비교사와 유아의 멘토링 제도를 실시하여서 1회성이 아닌 지속적으로 유아와 만날 수 있는 기회를 제공함으로써 유아의 특성에 대해 이해하고 유아와의 상호작용 능력을 기를 수 있기를 제안한다.

한편 경력단절여성 등의 경제활동실태조사(여성가족부, 2013)에서 경력단절 당시 여성들의 일자리 산업 분포를 조사한 결과 교육 서비스업이 상위 3개 산

업에 속하는 것으로 나타났다. 이를 통해 어린이집이나 유치원의 교사들은 대다수가 여자이므로 결혼 및 출산으로 인한 경력단절이 있음을 예상할 수 있으며, 일부 기관의 경우 교사에 대한 처우가 열악하여 이직이나 퇴직이 자주 일어나기도 한다. 하지만 경력이 많을수록 유아에게 긍정적인 영향을 줄 수 있다는 것을 고려할 때, 교사의 원하지 않는 경력단절을 막고 그들의 삶의 질을 보장할 뿐만 아니라 그들이 담당하고 있는 유아기의 건강한 발달을 위해서 교사들이 지속적으로 교사직에 머무를 수 있도록 제도가 마련되어야 할 것이다.

셋째, 교수효능감 수준은 교사-유아 간의 상호작용뿐만 아니라 또래와의 상호작용에도 긍정적인 영향을 미칠 수 있음을 고려해본다면, 교사의 효능감 수준을 향상시킬 수 있는 개입이 필요하며, 특히 교사의 역량 강화를 통해 효능감 수준을 높일 수 있는 방안이 제시되어야 한다. 따라서 교사 연수 시 정보 전달이나 교수학습방법을 심화하는 것도 필요하지만 심리적 지지를 경험하는 연수 프로그램이 활성화되어서 이를 통해 효능감을 향상시킨다면 이것은 어느 교수학습 방법보다 더 의미 있는 긍정적 상호작용을 양산하는 길이 될 것이다. 또한 부처나 지자체, 공공기관, 연합회 등에서 모범교사 수상이나 우수사례 발굴을 활발히 하는 등 교사로서 일에 대한 보람을 느낄 수 있도록 긍정적 평가를 받을 수 있는 제도가 마련되기를 제안한다.

참고문헌

- 교육부(2014a). **2014년도 교원자격검정 실무편람**. 교육부.
- 교육부(2014b). **제3주기 유치원 평가 중앙연수**. 교육부.
- 김규수·조운영·조진희(2012). 다문화 가정 유아의 언어능력과 또래놀이 상호작용, 교사-유아 상호작용, 교실 문해환경과의 관계. **열린유아교육연구**, 17(4), 49-74.
- 김기예·이소은(2007). 수용언어 및 표현언어능력에 따른 유아의 실행기능과 또래상호작용. **미래유아교육학회지**, 14(1), 167-197.

- 김미숙·전지아·하태정·김효진·오미애·정은희·최은진·이봉주·김선숙(2013). **2013년 한국 아동종합실태 조사**. 보건복지부·보건사회연구원.
- 김태인(2013). 유아교사가 인식한 부적응 행동과 교사-부적응 유아 관계가 또래간 사회성에 미치는 영향. **유아교육학논집**, 17(5), 489-504.
- 김희태·김정림·이임순·남연정(2014). 유아의 부정적인 또래 상호작용 행동과 관련변인들 간의 관계 구조 분석. **유아교육연구**, 34(2), 29-48.
- 문상희·이경남(2012). 유아의 기질과 교사-유아 관계가 유아의 문제행동에 미치는 영향. **한국보육지원학회지**, 8(3), 69-89.
- 문은식·김미희(2011). 어머니의 정서표현 수용태도, 교사-유아관계 및 유아의 문제행동 간의 관계. **생태유아교육연구**, 10(2), 59-81.
- 백상수·황윤세(2014). 어머니-유아 애착과 교사-유아 관계가 유아의 놀이 특성에 미치는 영향. **열린유아교육연구**, 19(1), 203-221.
- 보건복지부(2013). **제3차 어린이집 표준보육과정 고시**. 보건복지부.
- 보건복지부(2014a). **2014 어린이집 평가인증 안내(40인 이상 어린이집)**. 보건복지부.
- 보건복지부(2014b). **2014년도 보육사업안내**. 보건복지부.
- 서민영(2007). 유아의 마음이론과 또래상호작용과의 관계. 경상대학교 교육대학원 석사학위논문.
- 성지현(2012). 유아의 연령과 놀이 영역에 따른 유아-보육교사 상호작용과 유아 언어 발달과의 관계에 관한 연구. **유아교육연구**, 32(4), 229-253.
- 송진영·김규수(2012). 유아의 문제행동에 영향을 미치는 어머니, 유아, 교사 관련 변인에 대한 탐색적 연구. **열린유아교육연구**, 17(6), 345-365.
- 신윤숙(2012). 유아의 기질, 기질에 대한 부모만족도, 유아의 인지조절력과 유아의 또래상호작용과의 관계. 대구대학교 교육대학원 석사학위논문.
- 신은수(2000). 놀이에 대한 교사효능감이 교사와 유아의 상호작용과 유아 놀이 발달에 미치는 영향. **유아교육연구**, 20(1), 27-42.
- 신은수·권미경·정현빈(2010). 유아의 사회적 기술, 또래놀이 상호작용과 사회적 놀이 행동 간의 관계. **미래유아교육학회지**, 17(4), 183-209.
- 여성가족부(2013). **경력단절여성 등의 경제활동실태조사: 조사분석**. 여성가족부.

- 윤정숙·유성경·홍세희(2012). 상담 초기 작업동맹과 상담성과 사이의 자기회귀 교차지연 효과 검증. **상담학연구**, 13(4), 1903-1919.
- 이지희·김혜연(2012). 유아기 긍정적 부정적 또래상호작용에 관련된 변인 연구. **한국보육지원학회지**, 8(6), 301-322.
- 정현빈(2010). 유아의 사회적 기술이 유아의 또래놀이 상호작용에 미치는 영향. 덕성여자대학교 대학원 석사학위논문.
- 최선희·황혜정(2011). 교사-유아 간 상호작용과 유아의 부적응 행동과의 관계. **어린이미디어연구**, 10(3), 1-18.
- 한규령(2005). 유아의 또래관계 증진을 위한 신체활동프로그램 개발과 효과 검증. 서울여자대학교 대학원 박사학위논문.
- 한옥순(2001). 이야기극화놀이가 언어발달지체 아동의 어휘습득에 미치는 영향. 단국대학교 대학원 석사학위논문.
- 홍세희·박민선·김원정(2007). 인터넷 중독과 부모와의 의사소통 사이의 자기회귀 교차지연 효과 검증: 성별간 다집단 분석. **교육심리연구**, 21(1), 129-143.
- 홍현재·문혁준(2013). 유아의 기질, 어머니의 양육행동, 교사-유아 관계가 유아의 문제행동에 미치는 영향. **생태유아교육연구**, 12(4), 245-274.
- Hartup, W. W. (2005). The development of aggression: Where do we stand? In R. E. Tremblay, W. W. Hartup, & J. Archer (Ed.), *Developmental Origins of aggression*. NY: Guilford.
- Miller, P. H. (2002). *Theories of developmental psychology*(4th ed.). New York: Worth.
- Rubin, K., & Coplan, R. (1992). Peer relationships in childhood. In M. Bornstein, & M. Lamb (Eds.). *Developmental psychology: An advanced textbook* (3rd ed., pp. 519-578). Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates. Inc.

영아기 발달 추이 분석

최윤경·임준범 (육아정책연구소 아동패널·국제연구팀)

1. 서론

출생 후 경험하는 가정에서의 양육환경이 아동의 성장과 발달에 어떠한 영향을 미치는지 파악하는 것은 국가의 정책적인 측면뿐만 아니라 학술적인 측면에서 중요한 주제이다. 특히, 영아기는 인간의 전 발달과정에서 기초 형성이 이루어지는 시기로 신체, 언어, 인지, 사회성 등의 발달이 빠르게 이루어지며, 생애 주기에서 차지하는 기간에 비해 상대적 영향력이 큰 시기이다. 이러한 영아기의 중요성을 인식하여 국내는 물론 국외에서도 영아의 전반적인 발달 상태를 살펴보고 이에 영향을 미치는 변인들을 탐색하기 위한 연구가 진행되고 있다.

1990년대 초반부터 2000년도 초반까지 미국에서는 NICHD 프로젝트로 인한 영유아기의 발달에 관한 연구들이 활발하게 진행되었다. 특히, 질 높은 양육이 영유아 사회 기능에 미치는 영향에 관한 연구(NICHD ECCRN, 2004), 인지-언어 발달(NICHD ECCRN & Duncan, 2003)과 학업성취(NICHD ECCRN, 2000) 등에 관한 여러 연구가 진행되었다. 더불어 경제적으로 어려운 여건을 가지고 있는 아동들에 대한 조기 개입 프로그램(Teddlie & Reynolds, 2000)에 대한 연구들도 진행되었다. 이러한 연구의 공통점은 영아기 발달이 다른 시기에 비하여 매우 급격한 발달 속도를 가지며, 초기 개입에 대한 효과가 있는 변인들이 분명히 존재한다는 내용이다.

특히, 출생과 동시에 접하게 되는 최초의 환경인 가정환경은 영아기 발달의 주요한 변인으로 간주된다. 이에 영아기 발달에 영향을 미치는 가정환경 요인에 관한 연구는 국내에서도 지속적인 학계의 관심을 받고 있다. 이영(1980)은 가정환경이 영유아 발달 수준에 영향을 미치며, 발달의 각 영역에 따라 환경적 요소가 주는 영향력이 다르다고 보고한 바 있다. 또한 영아의 성별을 비롯하여 어머니와 자녀 간의 상호작용을 의미하는 양육행동과 가구소득이 영아의 언어발달

에 영향을 미치는 변인으로 확인되었다(고은·오숙현, 2006; 최지현·성현란, 2010). 어머니의 관련변인에 따라 영아발달 수준에 차이가 있는지 살펴본 송영화(2011)는 어머니 학력이 높을수록 영아의 애착행동과 자조 능력이 높다고 보고하였다. 어머니의 학력은 영아의 언어 발달에 영향을 미치는 주요 변인이었으며(임순화·박선희, 2010), 월 소득 또한 영아 발달을 설명하는 주요 변인으로 연구되었다. 예를 들어, 24개월 영아를 대상으로 표현 어휘력 발달을 연구한 장유경과 성지현(2011)은 월 소득이 높을수록 영아의 표현 어휘력 발달이 높았다고 보고하였다.

가정의 사회경제적 변인과 더불어, 부모의 인구학적 변인 또한 자녀의 발달에 영향을 미치는 주요 변인으로 설명된다. 김영옥·홍지영·김세루·김권일(2008)은 어머니의 합리적인 지도와 애정적이고 반응적인 양육행동이 아동의 자기조절 능력과 사회적 능력에 영향을 미친다고 보고했으며, 어머니가 온정적인 양육 태도를 보일 때, 아동의 사회적 능력이 더 높은 것으로 나타났다(천희영, 1993). 특히, 오정순(2012)의 연구에서는 양육 관련 특성 중, 어머니의 온정성과 반응성이 영아의 의사소통, 문제해결 능력, 사회성 및 소근육 운동 발달과 관계가 있었다. 최근에는 자녀에 대한 아버지 역할의 중요성이 증가함에 따라, 어머니뿐만 아니라 아버지의 양육참여 또한 아동 발달에 영향을 미치는 변인으로 고려되고 있다(권희경, 2009; 서석원·이대균, 2014; 최미숙·송순옥, 2014).

한국아동패널 자료를 토대로 출산 전/후 우울과 영아 발달의 관계를 살핀 서주현과 김진경(2011)의 연구에서는 출산직후의 모 우울이 생후 1년 후 영아 발달에 직접적인 영향을 미치는 동시에, 양육스트레스를 통해 간접적인 영향도 미치는 것으로 보고되었다. 이는, 모의 우울과 양육스트레스 또한 영아 발달과 밀접한 관련이 있을 가능성을 시사한다. 그러나 COCOA study(Cohort for Childhood Origin of Asthma and Allergic Diseases, 2007-2018) 연구대상 중 일부 산모 279명을 대상으로 연구를 진행한 이경숙·박진아·최인에(2011)는 산전/산후 우울이 높을수록 양육스트레스가 높지만, 의사소통, 대근육/소근육 발달, 개인·사회성, 문제해결력으로 측정된 영아 발달의 차이는 모의 우울 수준에 따라 다르지 않은 것으로 보고되었다. 이러한 결과는 아동 발달에 있어 모의 우울과 양육스트레스의 영향력에 대한 추가 분석이 필요함을 시사한다.

이상의 선행연구는 가정환경이 영아기 발달에 영향을 미치는 주요한 변인임을 보여준다. 그러나 기존 연구의 주된 내용은 영아의 언어 발달에 초점을 두거

나, 특정 발달 영역으로 연구의 범위를 제한하였다. 또한 상대적으로 조사가 용이한 유아에 비해 영아를 대상으로 한 연구가 부족한 것이 사실이다. 이에 본 연구는 영아 발달에 주요한 차이를 설명하는 성별 변수와 더불어, 그동안 주요 가정환경 변인으로 다루어졌던 부모 학력 등의 가구의 사회·경제적 특성과, 어머니의 양육행동을 비롯한 부모 양육변인이 영아의 인지, 언어, 사회성 및 신체 발달이라는 포괄적인 발달영역에 미치는 영향을 살펴보고자 한다. 영아의 성별은 언어 발달의 차이를 가져오는 유의미한 변인으로 보고되고 있어(윤혜련·김영태, 2004), 본 연구에서도 영아의 다양한 발달 영역에 대한 성별 차이를 분석하고자 한다.

한편, 유준호와 오승아(2011)는 영아의 월령에 따라 의사소통, 문제해결, 개인·사회성, 대근육 및 소근육 운동 발달에 유의미한 차이가 있었다고 보고하였다. 이러한 결과는 기존의 영아 발달에 대한 횡단 분석의 제한점을 시사한다. 영아기의 발달은 다른 시기와 마찬가지로 통합적으로 이루어진다는 것과 발달 속도가 빠르게 일어나는 시기이므로 성장 속도를 함께 고려해야 한다는 점에서 종단분석을 통한 영아기 발달 영역 전반의 변화를 살펴보는 연구가 필요하다. 따라서 본 연구는 패널 자료(Panel Data)를 이용하여 영아의 다양한 발달 영역에 영향을 미치는 변인들을 확인하고, 변화 양상과 그 추이를 살펴봄으로써, 영아의 발달정도를 종단적으로 분석하고자 한다. 이에 따라 설정한 연구문제는 다음과 같다.

- 연구문제 1. 영아의 성별에 따른 발달 영역별(인지, 언어, 사회성, 신체) 초기상태 및 성장 추이의 패턴은 어떠한가?
- 연구문제 2. 부모의 인구학적 특성(연령, 학력, 가구 소득) 및 자녀 양육 변인(양육행동, 양육스트레스, 우울감, 부의 양육참여)에 따른 영아의 발달 영역별 성장 추이 패턴에 차이가 있는가?

2. 연구방법

가. 연구대상

본 연구는 2008년 4~8월 사이 출생 후 4개월이 경과한 시점에 실시된 한국아

동패널 1차년도 조사에 참여한 2,078명의 아동을 기준으로, 3차년도까지의 패널 자료를 종단으로 구성하여 분석되었다. 종단 자료와 성장모형의 특성상 결측치가 발생 되는 자료는 분석에서 제외하였다.

나. 측정 변인과 도구

본 연구는 영아기 발달 추이를 살펴보기 위하여 다음 <표 V-3-1>과 같은 변인들을 사용하였다. 부모의 연령, 학력, 가구 소득과 같은 독립변수는 지필식 보고에 의해 수집되었으며, 영아의 발달은 어머니(혹은 주 양육자)에 의해 응답되었다.

<표 V-3-1> 사용 변인과 연구도구

| 독립변수 | 도구 | 비고 |
|---------------------|--------------------------------------|---|
| 부모 연령 | - | · 생년월일과 조사일자를 토대로 생성 |
| 부모 최종 학력 | - | · 고졸, 대졸, 대학원 이상으로 재분류 |
| 가구 소득 | - | · 통계청 소득 10분위 가구당 가계수지의 소득을 도시 전체 가구 기준으로 적용하여 상·하 30% 기준금액으로 재분류 |
| 어머니 양육행동 | PSQ척도 (Bornstein, 1989) | · 1~3차 년도까지의 6문항 · 5점 Likert척도 · PSQ척도 중 사회적 양육유형만 사용됨. · 11문항(1, 2차년도 10문항) |
| 어머니 양육스트레스 | 양육스트레스 척도 (김기현·강희경, 1997) | · 5점 Likert척도 · 점수가 높을수록 양육관련 스트레스가 높음을 의미함 |
| 어머니 우울 | Kessler 우울척도 (Kessler 등, 2002) | · 6문항, 5점 Likert척도 · 총점으로 우울수준을 판별함 |
| 아버지 양육참여 종속변수 | 남편의 가족역할수행 (홍성례, 1995) | · 4문항, 5점 Likert척도, 원문항 일부 수정 |
| | 도구 | 비고 |
| 인지 발달 | K-ASQ (허계형·Squires·이소영·이준식, 2006) | · 문제해결 |
| 언어 발달 | K-ASQ | · 의사소통 |
| 사회성 발달 | K-ASQ | · 개인-사회성 |
| 신체 발달 | K-ASQ | · 신체발달정도는 대근육 운동 발달과 소근육 운동 발달로 구분되어 측정됨 |

양육과 관련된 변인으로는 어머니 양육행동, 양육스트레스, 우울, 아버지 양육참여 변인을 사용했으며, 종속변인으로 사용되는 인지발달과 언어발달, 사회성 발달 및 신체발달 변수는 부모 작성형 유아 모니터링 시스템인 K-ASQ (Korean-Age & Stage Questionnaire) 검사를 활용하였다. K-ASQ 검사는 문제해결, 의사소통, 개인-사회성, 대근육 운동, 소근육 운동의 5개의 영역에 걸쳐서 각각 6문항씩 총 30문항으로 구성되어 있다.

다. 분석 방법

발달 특성 자료로 K-ASQ 발달검사 점수를 종속변수로 사용하여, 한국아동패널 1차 년도부터 3차 년도까지의 자료를 종단자료로 구성한 뒤, 패널 아동들의 발달 추이와 초기 상태에 따른 발달 정도 차이를 분석하였다. 기본적인 기술통계량은 산출하기 위하여 SPSS 20.0을 사용했으며, 성장모형은 HLM 6.08을 사용하여 분석하였다. 본 연구의 연구 모형은 다음과 같다.

① Level-1 모형

$$Y_{ti} = \pi_{0i} + \pi_{1i}A_{ti} + \pi_{2i}A_{ti}^2 + e_{ti}$$

② Level-2 모형

$$\pi_{0j} = \beta_{00} + \sum_p \beta_{0p} X_{pj} + r_{0j}$$

$$\pi_{1j} = \beta_{10} + \sum_q \beta_{1q} X_{qj} + r_{1j}$$

$$\pi_{2j} = \beta_{20} + \sum_s \beta_{2s} X_{sj}$$

$$\begin{bmatrix} r_{0j} \\ r_{1j} \end{bmatrix} \sim MVN \left(\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \tau_{00}, \tau_{01}, \tau_{02} \\ \tau_{10}, \tau_{11}, \tau_{12} \end{bmatrix} \right)$$

설정된 연구모형은 다차원 성장모형으로써, 성장궤적의 형태를 2차 곡선으로 가정하여, 시간에 따른 가속 또는 감속을 확인하고자 설정하였다. 이는 아동의 성장발달이 일반적으로 비선형적 발달 형태를 가진다는 가정을 두고 모형을 설정하였다. 여기서, Y_{ti} 는 i 번째 유아가 t 시점에서 관찰된 점수이며, A_{ti} 는 관찰시점의 변수이고, π_{pi} 는 성장궤적을 결정하는 모수이다. 1-수준 모형에서 변화모

수 π_{pi} 는 개인에 따라 다를 수 있으므로, 이와 같은 변화모수의 개인차를 반영한 모형이 2-수준 모형이 된다. 변화모수 π_{pi} 에 아래첨자 i 가 포함되어 개인마다 다를 수 있다. 또한 변화모수 π_{pi} 는 전체평균 β_{p0} 와 유아의 설명 변수들인 X_{pi} 와 개인차 효과인 r_{pi} 로 구성되며, 다변량 분포를 갖는다(강상진, 1998; Raudenbush & Bryk, 2002).

3. 연구결과

가. 변인별 기술통계량

배경변인은 3차년도를 기준으로 설정하였으며, 부모의 학력과 소득수준은 더 미 변수화하기 위한 기준점을 설정하기 위하여 범주형 변수로 재코딩하여 나타냈다. 우선 배경변인별 기술통계량은 <표 V-3-2>와 같다. 배경변인별 기술통계량을 살펴보면, 남자는 1,091명(50.7%), 여자는 1,059명(49.3%)으로 남자가 32명 더 많았다.

<표 V-3-2> 배경변인 기술통계량

| 변인 | 범주 | (수) | 비율 |
|-------|------|-------|-------|
| 성별 | 남 | 1,091 | 50.74 |
| | 여 | 1,059 | 49.26 |
| 어머니학력 | 무학 | 1 | 0.05 |
| | 중졸 | 7 | 0.33 |
| | 고졸 | 479 | 22.28 |
| | 전문대졸 | 439 | 20.42 |
| | 4년제졸 | 630 | 29.30 |
| | 대학원졸 | 86 | 4.00 |
| | 결측값 | 508 | 23.63 |
| 아버지학력 | 중졸 | 8 | 0.37 |
| | 고졸 | 435 | 20.23 |
| | 전문대졸 | 320 | 14.88 |
| | 4년제졸 | 701 | 32.60 |
| | 대학원졸 | 172 | 8.00 |
| | 결측값 | 514 | 23.91 |

(표 V-3-2 계속)

| 변인 | 범주 | (수) | 비율 |
|--------|-----------------|-------|--------|
| 어머니 연령 | 20대 | 45 | 2.09 |
| | 30대 | 1,336 | 62.14 |
| | 40대 | 263 | 12.23 |
| | 50대 | 5 | 0.23 |
| | 결측값 | 501 | 23.30 |
| 아버지 연령 | 20대 | 8 | 0.37 |
| | 30대 | 988 | 45.95 |
| | 40대 | 626 | 29.12 |
| | 50대 | 13 | 0.60 |
| | 결측값 | 515 | 23.95 |
| 소득수준 | 100만원 미만(1~99) | 3 | 0.14 |
| | 100만원대(100~199) | 52 | 2.42 |
| | 200만원대(200~299) | 257 | 11.95 |
| | 300만원대(300~399) | 441 | 20.51 |
| | 400만원대(400~499) | 314 | 14.60 |
| | 500만원대(500~599) | 290 | 13.49 |
| | 600만원대(600~699) | 117 | 5.44 |
| | 700만원대(700~799) | 75 | 3.49 |
| | 800만원 이상 | 101 | 4.70 |
| 결측값 | 500 | 23.26 | |
| 합계 | | 2,150 | 100.00 |

부모의 학력은 어머니와 아버지 둘 다 4년제 대학졸업이 가장 많은 수를 차지하고 있었으며, 나이는 30대가 가장 많은 것으로 나타났다. 소득 수준으로는 월 가구당 300만원대(300~399만원)가 가장 많았으며, 800만원 이상인 집단도 101명(4.7%)으로 나타났다.

본 연구는 3개년도 자료를 기반으로 한 종단 분석으로 기본적으로 연도에 따른 변인의 양상을 확인해볼 필요가 있다. <표 V-3-3>은 3개년도 양육관련 변인, <표 V-3-4>는 K-ASQ점수의 변화추이와 기술통계량을 나타낸다.

우선, 양육행동 변인은 어머니와 자녀간의 대인 관계적인 교환과 어머니의 온정성과 반응성을 포함하는 개념인 '사회적 양육행동'을 의미한다. 사회적 양육행동 변인의 추이는 1차년도부터 3차년도로 갈수록, 해마다 감소하는 것으로 나타났다. 한편, 양육 스트레스는 자녀양육으로 인한 일상적 스트레스를 나타내는 것으로 1차년도에서 2차년도에는 소폭 감소하였으나, 3차년도에는 증가하는 것으로 나타났다. 부의 양육 참여는 남편으로서 가족역할수행을 측정하는 문항으

로, 점수가 높을수록 부의 양육참여도는 높은 것이라고 할 수 있다. 이는 1차년도부터 3차년도까지 해마다 증가하는 추세를 보이고 있다. 모의 우울정도는 점수가 높을수록 우울 정도가 높은 것을 의미하는데, 1차년도에서 2차년도에는 소폭 감소하였으나, 3차년도에는 증가하는 것으로 나타났다.

〈표 V-3-3〉 양육관련 변인 연도별 기술통계량

| | 1차 년도 | | | 2차 년도 | | | 3차 년도 | | |
|---------|-------|------|------|-------|------|------|-------|------|------|
| | (수) | 평균 | 표준편차 | (수) | 평균 | 표준편차 | (수) | 평균 | 표준편차 |
| 양육 행동 | 1,860 | 4.05 | 0.50 | 1,895 | 3.90 | 0.49 | 1,764 | 3.79 | 0.51 |
| 양육 스트레스 | 1,849 | 2.74 | 0.62 | 1,887 | 2.73 | 0.64 | 1,761 | 2.79 | 0.63 |
| 부 양육참여 | 1,859 | 3.58 | 0.81 | 1,876 | 3.64 | 0.88 | 1,753 | 3.72 | 0.84 |
| 모우울 | 1,850 | 1.95 | 0.70 | 1,889 | 1.92 | 0.70 | 1,765 | 1.97 | 0.70 |

K-ASQ점수의 연도별 기술통계량을 살펴본 결과, <표 V-3-4>와 같이 K-ASQ 점수의 모든 영역에서 1차년도에 비해 2차년도의 점수가 일관되게 낮은 것으로 나타났다. 이는 1차년도 K-ASQ 검사가 측정오류를 포함하고 있으며, 이는 특정 영역에서만 발견되지 않았기 때문에 영역의 발달 특성이 반영된 결과가 아닐 것으로 판단된다.

〈표 V-3-4〉 K-ASQ 점수 연도별 기술통계량

| | 1차 년도(만 0세) | | | 2차 년도(만 1세) | | | 3차 년도(만 2세) | | |
|--------|-------------|-------|------|-------------|-------|-------|-------------|-------|-------|
| | (수) | 평균 | 표준편차 | (수) | 평균 | 표준편차 | (수) | 평균 | 표준편차 |
| 언어 발달 | 1,992 | 53.53 | 9.01 | 1,903 | 49.22 | 11.30 | 1,778 | 52.82 | 11.04 |
| 인지 발달 | 1,992 | 56.02 | 7.35 | 1,903 | 49.53 | 11.90 | 1,778 | 54.09 | 7.84 |
| 사회성 발달 | 1,992 | 54.37 | 8.40 | 1,903 | 52.49 | 10.93 | 1,778 | 54.84 | 8.81 |
| 대근육 발달 | 1,992 | 57.10 | 6.76 | 1,903 | 56.58 | 8.81 | 1,778 | 57.27 | 5.96 |
| 소근육 발달 | 1,992 | 54.59 | 8.84 | 1,903 | 47.75 | 11.86 | 1,778 | 53.29 | 8.90 |

나. 분석결과

분석결과는 연구모형으로의 명세화 과정과 함께 산출된 결과를 제시하였다. 기본모형에서는 분산의 양을 살펴볼 수 있으며, 2수준 과정모형에서는 인구학적 변인을 이용해 나타나는 결과를 제시하였다. 마지막으로 2수준 연구모형에서는 양육변인들을 포함해서 선형성장률과 추가성장률을 확인함과 동시에 변인들 간의 관계를 확인하였다. 또한 성별 변수와 부모의 학력 변수는 더미변수로 처리하였기 때문에 초기값은 남아 집단, 부모의 학력은 고졸집단을 준거 집단으로 하였다.

1) 영아의 연령에 따른 언어발달(의사소통 영역) 성장 추이

영아의 연령에 따른 언어발달 성장 추이 분석 결과는 아래의 <표 V-3-5>와 같다. 고정효과의 독립변인별 계수를 살펴보면, 언어발달 영역의 2수준 연구모형에서 초기상태 및 성장률에 영향을 주는 요인은 성별과 어머니의 양육행동, 어머니의 양육스트레스로 나타났다. 여아가 남아보다 평균적으로 2.27점($p < .01$) 높은 것으로 나타났으며, 어머니의 사회적 양육행동이 높을수록 언어발달 점수가 높아지는 것으로 나타났다.

<표 V-3-5> 의사소통영역 성장추이 모형 결과

| 고정효과 | 기본모형 | | 2수준 과정모형 | | 2수준 연구모형 | |
|-------|----------------------|-------|----------------------|---------|----------------------|---------|
| | 계수 | 표준 오차 | 계수 | 표준 오차 | 계수 | 표준 오차 |
| 절편 | 51.90 ^{***} | 0.18 | 53.69 ^{***} | 0.23 | 49.64 ^{***} | 2.17 |
| 성별(여) | | | 2.25 ^{***} | 0.34 | 2.27 ^{***} | 0.34 |
| 어머니학력 | | | 0.22 | 0.40 | 0.10 | 0.39 |
| 아버지학력 | | | 0.17 | 0.40 | 0.12 | 0.39 |
| 소득 | | | 0.00119 | 0.00085 | 0.00119 | 0.00088 |
| 어머니 | | | | | 1.54 ^{***} | 0.37 |
| 양육행동 | | | | | | |
| 어머니 | | | | | | |
| 양육 | | | | | -0.82 ^{***} | 0.34 |
| 스트레스 | | | | | | |
| 아버지 | | | | | | |
| 양육참여 | | | | | -0.27 | 0.22 |
| 어머니우울 | | | | | -0.04 | 0.29 |

(표 V-3-5 계속)

| 고정효과 | 기본모형 | | 2수준 과정모형 | | 2수준 연구모형 | |
|--------|------|-------|----------------------|-------|----------------------|-------|
| | 계수 | 표준 오차 | 계수 | 표준 오차 | 계수 | 표준 오차 |
| 선형 성장률 | 절편 | | -8.21 ^{***} | 0.60 | -8.25 ^{***} | 0.60 |
| 추가 성장률 | 절편 | | 3.86 ^{***} | 0.29 | 3.87 ^{***} | 0.29 |
| 무선효과 | | 기본모형 | 2수준 과정모형 | | 2수준 연구모형 | |
| 1수준 | | 95.02 | 84.90 | | 84.47 | |
| 2수준 | 절편 | 18.27 | 7.86 | | 6.61 | |
| | 시간 | - | 4.89 | | 5.01 | |

^{***} $p < .001$.

또한 어머니의 양육스트레스가 낮을수록 아이의 언어발달은 더 좋은 결과를 나타내는 것으로 확인되었다. 성장률은 선형성장률과 추가성장률 각각 -8.25와 3.87이었으며, 이는 초기 상태를 기준으로 시간이 지나면서 아동의 성장률은 8.25만큼 감소되지만, 그 폭은 3.87만큼 둔화되어서 감소된다는 것을 의미한다.

고정효과에 이어서 본 모형의 무선효과를 살펴본 결과, 기본모형 무선효과의 1수준 분산은 95.02로 나타났으며, 2수준 분산은 18.27로 나타났다. 2수준 과정 모형의 1수준 분산이 84.90, 2수준 절편분산이 7.86, 시간분산이 4.89로 나타났으며, 2수준 연구모형에서는 1수준 분산이 84.47, 2수준 분산은 절편분산 6.61과 시간분산 5.01로 나타났다. 기본모형에서 2수준 과정모형 및 연구모형으로의 명세화(specification)가 이루어지면서 본 연구모형으로 설명하지 못한 분산의 양이 줄어들어 가는 것을 확인하였고, 이는 연구모형의 설명력이 증가함을 의미한다.

2) 영아의 연령에 따른 인지발달(문제해결영역) 성장 추이

영아의 연령에 따른 인지발달 성장 추이 분석 결과는 아래의 <표 V-3-6>과 같다. 고정효과의 독립변인별 계수를 살펴보면, 인지발달 영역의 2수준 연구모형에서 초기상태 및 성장률의 영향을 주는 요인은 성별과 어머니의 양육행동으로 나타났다.

여아가 남아보다 평균적으로 0.97점 높은 것으로 나타났으며, 어머니의 사회적 양육행동이 높을수록 인지발달 점수가 높아지는 것으로 나타났다. 성장률은 선형성장률과 추가성장률 각각 -12.43과 5.70이었으며, 초기 상태를 기준으로 시

간에 흐름에 따른 아동의 성장률은 12.43만큼 감소되지만, 그 폭은 5.70만큼 둔화되어서 감소하는 것으로 나타났다.

무선효과에서, 기본 모형의 1수준과 2수준의 분산을 확인하였다. 1수준 분산은 85.37로 나타났으며, 2수준 분산은 9.44였다. 2수준 과정모형에서는 1수준 분산이 73.03, 2수준 분산은 절편 10.24, 시간 0.30으로 나타났으며, 2수준 연구모형에서는 1수준 분산이 72.82, 2수준 분산은 전편과 시간이 각각 9.68과 0.33으로 나타났다. 2수준 절편 분산은 줄어들고, 시간 분산은 다소 늘어나는 것을 확인하였으며, 최종적으로 모형의 명세화가 이루어지면서 본 연구모형으로 설명되지 못하는 분산의 양이 줄어드는 것을 확인하였다.

〈표 V-3-6〉 문제해결영역 성장추이 모형 결과

| 고정효과 | 기본모형 | | 2수준 과정모형 | | 2수준 연구모형 | |
|------------|----------------------|-------|-----------------------|---------|-----------------------|---------|
| | 계수 | 표준 오차 | 계수 | 표준 오차 | 계수 | 표준 오차 |
| 절편 | 53.15 ^{***} | 0.16 | 56.09 ^{***} | 0.19 | 51.36 ^{***} | 1.93 |
| 성별(여) | | | 0.95 ^{***} | 0.31 | 0.97 ^{***} | 0.31 |
| 어머니학력 | | | 0.71 ^{***} | 0.36 | 0.63 | 0.36 |
| 아버지학력 | | | -0.31 | 0.37 | -0.38 | 0.36 |
| 소득 | | | 0.00014 | 0.00072 | 0.00013 | 0.00073 |
| 절편 | | | | | 1.24 ^{***} | 0.35 |
| 어머니 양육행동 | | | | | 0.05 | 0.30 |
| 어머니 양육스트레스 | | | | | -0.10 | 0.20 |
| 아버지 양육참여 | | | | | -0.28 | 0.29 |
| 어머니 우울 | | | | | | |
| 선형 성장률 | 절편 | | -12.39 ^{***} | 0.63 | -12.43 ^{***} | 0.63 |
| 추가 성장률 | 절편 | | 5.68 ^{***} | 0.30 | 5.70 ^{***} | 0.30 |
| 무선효과 | 기본모형 | | 2수준 과정모형 | | 2수준 연구모형 | |
| 1수준 | 85.37 | | 73.03 | | 72.82 | |
| 2수준 | 절편 | 9.44 | 10.24 | | 9.68 | |
| | 시간 | - | 0.30 | | 0.33 | |

^{***} $p < .001$.

3) 영아의 연령에 따른 사회성 발달(개인-사회영역) 성장 추이

영아의 연령에 따른 사회성 발달 성장 추이 분석 결과는 아래의 <표 V-3-7>과 같다.

<표 V-3-7> 개인-사회영역 성장추이 모형 결과

| 고정효과 | 기본모형 | | 2수준 과정모형 | | 2수준 연구모형 | |
|-------------|----------------------|-------|----------------------|---------|----------------------|---------|
| | 계수 | 표준 오차 | 계수 | 표준 오차 | 계수 | 표준 오차 |
| 절편 | 53.89 ^{***} | 0.16 | 54.66 ^{***} | 0.21 | 49.80 ^{***} | 2.38 |
| 성별(여) | | | 0.87 ^{***} | 0.32 | 0.85 ^{***} | 0.31 |
| 어머니학력 | | | 0.55 | 0.37 | 0.51 | 0.37 |
| 아버지학력 | | | -0.75 ^{***} | 0.38 | -0.89 | 0.38 |
| 소득 | | | 0.00021 | 0.00084 | 0.00024 | 0.00085 |
| 절편 어머니 양육행동 | | | | | 1.42 ^{***} | 0.42 |
| 어머니 양육스트레스 | | | | | 0.07 | 0.33 |
| 아버지 양육참여 | | | | | -0.06 | 0.21 |
| 어머니 우울 | | | | | -0.47 | 0.30 |
| 선형 성장률 | 절편 | | -4.95 ^{***} | 0.59 | -5.07 ^{***} | 0.58 |
| 추가 성장률 | 절편 | | 2.51 ^{***} | 0.29 | 2.56 ^{***} | 0.29 |
| 무선효과 | 기본모형 | | 2수준 과정모형 | | 2수준 연구모형 | |
| 1수준 | 77.85 | | 75.48 | | 74.76 | |
| 2수준 | 절편 | 13.31 | 12.47 | | 11.06 | |
| | 시간 | - | 0.21 | | 0.27 | |

^{***} $p < .001$.

고정효과의 독립변인별 계수를 살펴보면, 사회성 발달 영역의 2수준 연구모형에서 초기상태 및 성장률의 영향을 주는 요인은 성별과 어머니의 양육행동으로 나타났다. 여아가 남아보다 평균적으로 0.85점 높은 것으로 나타났으며, 어머니의 사회적 양육행동이 높을수록 사회성 발달 점수가 높아지는 것으로 나타났다. 성장률은 선형성장률과 추가성장률 각각 -5.07과 2.56이었으며, 이는 초기 상태를 기준으로 시간이 지나면서 아동의 성장률은 5.07만큼 감소하지만, 그 폭은 2.56만큼 둔화되어서 감소하는 것을 나타낸다.

이어서 무선효과를 살펴보았다. 기본 모형의 1수준 분산은 77.85로 나타났으며, 2수준 분산은 13.31이었다. 2수준 과정모형에서는 1수준 분산이 75.48, 2수준 분산은 절편 12.47, 시간 0.21로 나타났으며, 2수준 연구모형에서는 1수준 분산이 74.76, 2수준 분산은 절편과 시간이 각각 11.06과 0.27로 나타나는 것을 확인하였다. 인지발달 영역의 성장추이와 마찬가지로, 2수준 연구모형으로 가면서 2수준 절편 분산을 줄어두고, 시간 분산은 늘어나는 것을 확인할 수 있었다.

4) 영아의 연령에 따른 신체발달(대근육 영역) 성장 추이

영아의 연령에 따른 신체발달 중 대근육 영역의 성장 추이 분석 결과는 아래의 <표 V-3-8>과 같다.

<표 V-3-8> 대근육 영역 성장추이 모형 결과

| 고정효과 | 기본모형 | | 2수준 과정모형 | | 2수준 연구모형 | |
|-------------|----------------------|-------|----------------------|---------|----------------------|---------|
| | 계수 | 표준 오차 | 계수 | 표준 오차 | 계수 | 표준 오차 |
| 절편 | 57.03 ^{***} | 0.11 | 57.49 ^{***} | 0.23 | 56.44 ^{***} | 1.49 |
| 성별(여) | | | 0.34 | 0.34 | 0.36 | 0.23 |
| 어머니학력 | | | 0.20 | 0.40 | 0.15 | 0.26 |
| 아버지학력 | | | -0.28 | 0.40 | -0.31 | 0.26 |
| 소득 | | | 0.00033 | 0.00085 | 0.00032 | 0.00054 |
| 절편 어머니 양육행동 | | | | | 0.61 ^{***} | 0.25 |
| 어머니 양육스트레스 | | | | | -0.34 | 0.23 |
| 아버지양육참여 | | | | | -0.09 | 0.15 |
| 어머니우울 | | | | | -0.08 | 0.22 |
| 선형 성장률 절편 | | | -1.94 ^{***} | 0.60 | -2.03 ^{***} | 0.48 |
| 추가 성장률 절편 | | | 0.90 ^{***} | 0.29 | 0.93 ^{***} | 0.23 |
| 무선효과 | 기본모형 | | 2수준 과정모형 | | 2수준 연구모형 | |
| 1수준 | 46.79 | | 46.50 | | 46.22 | |
| 2수준 절편 | 6.18 | | 6.40 | | 5.96 | |
| 2수준 시간 | - | | 0.05 ¹⁵⁾ | | 0.05 ¹⁶⁾ | |

*** $p < .001$.

15), 16) 2수준 시간 분산은 소수점을 맞추기 위한 반올림으로 2수준 과정모형과 연구모형이 동일하게 0.05로 표시 되었지만, 정확한 수치는 2수준 과정모형은 0.0493, 연구모형은 0.052임.

먼저, 고정효과의 독립변인별 계수를 살펴보면 대근육 발달 영역의 성장 추이를 설명하는 2수준 연구모형에서 초기상태 및 성장률의 영향을 주는 요인은 어머니의 양육행동으로 나타났다. 즉, 어머니의 사회적 양육행동 수준이 높을수록 영아의 대근육 발달 점수가 높아지는 양상을 보였다. 성장률은 선형성장률과 추가성장률이 각각 -2.03과 0.93이었으며, 이는 초기 상태에서 시간이 지나면서 아동의 성장률은 2.03만큼 감소되지만, 그 폭은 0.93만큼 둔화되어서 감소하는 것을 의미한다.

무선효과를 살펴보면, 기본모형의 1수준 분산은 46.79로 나타났으며, 2수준 분산은 6.18로 나타났다. 2수준 과정모형에서는 1수준 분산이 46.50, 2수준 분산은 절편 6.40, 시간 0.05로 나타났다. 이어서, 2수준 연구모형에서 1수준 분산이 46.22, 2수준 분산은 각각 5.96과 0.05로 나타나는 것을 확인한 결과, 2수준 절편 분산을 줄어두고 시간 분산은 소폭으로 늘어나는 것을 확인할 수 있었다.

5) 영아의 연령에 따른 신체발달(소근육 영역) 성장 추이

영아의 연령에 따른 신체발달 중 소근육 영역의 성장 추이 분석 결과는 아래의 <표 V-3-9>와 같다. 고정효과의 독립변인별 계수를 살펴보면, 소근육 발달 영역의 2수준 연구모형에서 초기상태 및 성장률의 영향을 주는 요인은 특별히 나타나지 않았다.

<표 V-3-9> 소근육 영역 성장추이 모형 결과

| 고정효과 | 기본모형 | | 2수준 과정모형 | | 2수준 연구모형 | |
|------------|----------------------|-------|----------------------|---------|----------------------|---------|
| | 계수 | 표준 오차 | 계수 | 표준 오차 | 계수 | 표준 오차 |
| 절편 | 51.90 ^{***} | 0.17 | 54.65 ^{***} | 0.23 | 53.26 ^{***} | 2.06 |
| 성별(여) | | | 0.63 ⁺ | 0.33 | 0.61 | 0.33 |
| 어머니학력 | | | 0.10 | 0.39 | 0.02 | 0.39 |
| 아버지학력 | | | 0.22 | 0.39 | 0.15 | 0.39 |
| 소득 | | | 0.00077 | 0.00077 | 0.00064 | 0.00079 |
| 절편 | | | | | 0.69 | 0.38 |
| 어머니 양육행동 | | | | | | |
| 어머니 양육스트레스 | | | | | -0.56 | 0.33 |
| 아버지 양육참여 | | | | | 0.00 | 0.23 |
| 어머니 우울 | | | | | -0.11 | 0.30 |

(표 V-3-9 계속)

| | | | | | | |
|--------|----|-------|-----------------------|------|-----------------------|------|
| 선형 성장률 | 절편 | | -13.10 ^{***} | 0.64 | -13.17 ^{***} | 0.64 |
| 추가 성장률 | 절편 | | 6.22 ^{***} | 0.31 | 6.24 ^{***} | 0.30 |
| 무선효과 | | 기본모형 | 2수준 과정모형 | | 2수준 연구모형 | |
| 1수준 | | 96.83 | 83.20 | | 83.10 | |
| 2수준 | 절편 | 11.38 | 14.64 | | 14.16 | |
| | 시간 | - | 0.15 | | 0.16 | |

+ $p < .10$, *** $p < .001$.

2수준 과정 모형에서 성별이 유의미한 계수로 나타났지만, 다른 설명변인을 추가한 2수준 연구 모형에서는 유의미하지 않은 것으로 나타났다. 성장률은 선형성장률과 추가성장률이 각각 -13.17과 6.24이었으며, 초기 상태를 기준으로 시간이 지나면서 아동의 성장률은 13.17만큼 감소되지만, 그 폭은 6.24만큼 둔화되어서 감소하는 것으로 나타났다.

무선효과를 살펴보면, 기본모형의 1수준 분산은 96.83이었으며, 2수준 분산은 11.38로 나타났다. 2수준 과정모형에서는 1수준 분산이 83.20, 2수준 분산은 절편 14.64, 시간 0.15이었다. 마지막으로, 2수준 연구모형에서는 1수준 분산이 83.10, 2수준 분산은 절편과 시간이 각각 14.16과 0.16으로 나타나는 것을 확인한 결과, 2수준 절편 분산을 줄여주고, 시간 분산은 소폭으로 늘어나는 것을 확인할 수 있었다.

4. 결론 및 제언

본 연구는 현재 영아 발달에 주요한 지표로 알려진 K-ASQ를 통하여 영아의 언어발달, 인지발달, 사회성발달 및 신체발달이 어떻게 나타나고 있고, 그 성장 추이는 어떠한 양상을 보이는지 파악하고자 하였다. 한국아동패널 1차년도 조사에 참여하였던 2,078명의 아동을 기준으로 3차년도까지 실시된 패널 자료를 종단으로 구성하였으며, 성장모형 HLM 6.08을 사용하여 분석하였다. 본 연구의 결과를 요약하면 다음과 같다.

성장모형 분석을 토대로 3개년도 영아 발달의 전반적인 변화 추이를 살펴본 결과, 언어, 인지, 사회성 및 신체발달의 영역은 모두 성장률이 음(-)의 값으로

초기 상태에서 시간이 지남에 따라 감소하며, 그 속도가 둔화되는 것으로 나타났다. 발달영역 간 성장률을 비교해 보면 다소 차이가 있는 것을 발견할 수 있는데, 신체발달 중 소근육영역의 성장률이 가장 크게 감소하였으며, 다음으로 인지발달(문제해결영역), 언어발달(의사소통영역), 사회성발달(개인·사회영역), 대근육 영역 순으로 나타났다. 같은 신체발달이라 하더라도 대근육발달에 비해 소근육 발달은 성장률이 더 빠르게 감소하는 것으로 나타났으며, 영아기 대근육과 사회성 발달의 성장곡선이 다른 발달 영역에 상대적으로 빠른 속도로 성장함을 알 수 있다. 특히, 대근육 발달은 초기상태가 다른 영역에 비해 가장 높으면서도 시간에 따른 변동이 적었다. 신생아 초반에는 신체 중앙에서부터 전체적인 동작이 먼저 발달하고, 점차적으로 신체 말초까지 세부적인 동작이 발달해 나간다는 점에서 본 연구의 결과도 보편적인 영아발달의 특성을 뒷받침하였다.

인지·언어 영역의 경우, 18개월부터 24개월 사이에 영아가 폭발적으로 단어를 습득하는 시기로 추정하므로, 인지·언어 발달의 성장률이 큰 폭으로 감소하였다가 그 속도가 둔화되는 형태를 띠는 것으로 해석할 수 있다. 즉, 1차년도에서 2차년도로 조사가 진행되면서 하락했던 점수가 3차년도로 진행되면서 다시 상승하는 V자 현상과 더불어 아이들의 성장 속도가 크게 증가하기 때문에 다른 영역에 비해서 추가성장률이 높은 수치가 나온 것으로 보인다.

영아기 사회성발달은 주로 자신을 인식하는 자아개념과 주양육자인 어머니와의 정서적 유대감과 애착으로 설명되는데, 낯가림이나 분리불안 등의 모습은 성장률의 감소폭이 다른 영역에 비해 비교적 작고 적은 폭으로 둔화되어 비교적 평탄한 성장추이를 나타냈다. 이러한 발달 영역별(인지, 언어, 사회성, 신체) 성장 추이의 패턴이 아동과 부모의 특성에 따라 차이가 있는지 살펴본 결과, 먼저 영아의 언어발달에 영향을 주는 요인은 아이의 성별, 어머니의 사회적 양육행동과 양육스트레스로 나타났다. 남아보다는 여아의 언어발달 정도가 초기 상태도 높은 수준일 뿐만 아니라, 성장 속도 또한 더 빠른 것으로 나타났다. 어머니의 사회적 양육행동 수준이 높을수록 언어발달 점수의 성장속도가 더 높았으며, 양육스트레스는 낮을수록 언어발달 점수의 성장속도가 증가하였다. 이는 여아이고 안정적인 양육태도를 보이고, 양육스트레스가 적을수록 영아의 언어발달 수준이 높았다는 횡단자료에 근거한 선행연구의 결과(오정순, 2012; 윤혜련·김영태, 2004; 임순화·박선희, 2010)와 일치하는 바이다.

둘째, 영아기 아동의 인지발달과 사회성발달 영역에서 영향을 주는 요인은

동일하게 아이의 성별과 어머니의 양육행동으로 나타났으며, 남아보다는 여아의 발달 정도가 초기 상태도 높은 수준일 뿐만 아니라 성장속도 또한 더 빠른 것으로 나타났다. 어머니의 사회적 양육행동 수준이 높을수록 인지발달 점수와 사회적 발달 점수의 성장속도 또한 더 높게 나타났다. 남아보다 여아들이 관계형성을 잘 하고 어머니가 영아의 요구에 민감하게 반응하는 것이 또래관계에 긍정적 영향을 미치는 것 또한 선행연구와 일치하는 것으로 나타났다(박영아, 2010; 서석원·이대균, 2014; 오정순, 2012).

셋째, 영아기의 아동의 신체발달영역 중 대근육 발달에 유의미한 영향을 주는 요인은 어머니의 양육행동으로 나타났다. 구체적으로 어머니의 사회적 양육행동 수준이 높을수록 대근육 발달 점수의 성장속도가 높게 나타났다.

넷째, 영아기 아동의 신체발달영역 중 소근육 발달 영역에서는 통계적으로 유의미한 영향을 주는 요인은 찾을 수 없었다.

이상의 결과를 토대로 본 연구에서 나타나는 시사점을 제시하면 다음과 같다.

첫째, 발달이 연속적으로 이루어지지만, 각 발달영역에 따라 중요한 민감 시기가 존재한다는 점을 본 연구의 영아 발달의 성장추이를 통해 확인할 수 있었다. 따라서 만0세부터 2세까지 적기에 맞는 발달과정을 경험할 수 있도록 올바른 양육지식을 알려주고, 영유아의 발달단계별 성장경로에 맞는 보육교육 프로그램의 개발이 보다 정교화될 필요가 있다.

발달부진아동의 경우에도 연령시기별로 영역을 고려하여 이를 조기에 발견하고 개입하는 것이 중요하다 하겠다. 현재 아동발달지원서비스 등의 육아지원제도의 경우 수혜율이 약 50%인데, 수혜율 대비 제도의 활용성은 그리 높지 않다. 지자체별 육아종합지원센터나 보건소, 온라인상의 홍보를 통해서 육아정보의 접근성을 증대시키는 것이 필요할 것이며, 특히 아동발달지원서비스의 경우 일부 지원을 받는 경우가 많기 때문에 아동의 발달시기별로 필요한 영역의 지원서비스가 수혜될 수 있도록 내용적으로 보강될 필요가 있다.

둘째, 소근육 발달영역을 제외한 모든 영역에서 어머니의 양육행동이 영아기의 성장 발달에 중요한 영향을 미치는 변수로 확인되었다. 이는 NICHD 보육연구(Belsky, Burchinal, McCartney & the NICHD ECCRN, 2007)에서 제시한 바와 같이 아동의 발달에 미치는 보육·교육 효과를 능가하는 지속적인 영향력은 어머니의 양육에서 비롯된다는 연구결과와 일맥상통한다. 어머니의 구체적 양육행동과 과정이 학력이나 소득과 같은 사회경제적 지위(Socioeconomic Status,

SES)보다 우선하는 변인으로 보인다. 이는 영아기의 발달은 사회경제적 지위보다 어머니의 양육행동이 미치는 영향이 크다는 국내 연구(김영옥 외, 2008; 오정순, 2012; 천희영, 1993) 결과와도 맥을 같이 한다. 정책적으로 육아지원 비용의 확대보다는 어머니들이 실질적으로 아동들과 함께 보낼 수 있는 시간을 확보하는 시간 정책과 양질의 양육과정을 지원하는 구체적 내용과 프로그램 중심의 육아지원설계가 보다 중요할 것으로 보인다. 영유아부모와 자녀가 긍정적인 상호작용을 할 수 있는 가족환경과 이를 지지하는 사회문화적 분위기를 제반 사회환경과 지역사회, 근로문화에서부터 형성하는 것이 필요하다.

한편 어머니의 양육행동이 영아의 인지, 언어, 사회성, 신체발달의 성장속도에 공통적으로 영향을 미친다는 점은 발달영역 간 관련성을 보여주는 결과이기도 하다. 예를 들어, 대근육과 소근육 신체발달은 인지 발달이나 사회성 발달에 영향을 미친다고 발견되었다(Campos, Anderson, Barbu Roth, Hubbard, Hertenstein, & Witherington, 2000). 여아의 다양한 정서와 친사회적인 행동이 언어적 자극을 이끌어 내서 언어발달이 촉진되는 것으로도 보고하고 있다(박영아, 2010). 이러한 발달영역 간 연관성에 대해서는 종단데이터를 통해 추후 구체적인 발견이 필요하다.

셋째, 일반적으로 아동의 발달에서는 남아보다 여아의 발달 속도가 신체적으로나 정서적인 측면에서 빠르다는 것은 이미 알려진 사실이다. 이러한 성별 차이에 따른 영아발달은 횡단자료를 사용한 국내 선행연구에 의해 일부 발견된 바 있으나(박영아, 2010; 윤혜련·김영태, 2004), 종단자료를 사용한 영아기 성장 속도에서는 새로운 발견이라 할 수 있겠다. NICHD ECCRN 보고서(2004)에서도 여아의 성장은 청소년기 이후까지도 신체적인 발달을 제외하고 남아에 비해 대부분의 영역에서 앞서는 것으로 나타났지만, 영아기에서의 발달정도의 차이는 나타나지 않았다고 보고하고 있다. 만약 남아와 여아의 성장속도의 차이가 존재한다면, 이것이 생물학적인 차이에서 기인하는 것인지 사회문화적인 차이에서 기인하는 것인지 확인해 볼 필요가 있다.

지금까지 한국아동패널자료를 사용한 종단분석을 통해 영아기 발달 영역 전반의 변화양상을 살펴보고, 이에 대해 관련 변인을 탐색해 보았다. 지금까지 영아기 연구는 표집과 발달검사 실시가 어려워 상대적으로 연구가 부족하였지만, 향후 다양한 종단분석을 통해 영아가 발달하는 데 있어 무엇이 중요한지를 계속해서 밝혀나가는 것이 필요할 것이다.

참고문헌

- 강상진(1998). 교육 및 사회연구를 위한 연구방법으로서 다층모형과 전통적 선형모형과의 비교분석 연구. **교육평가연구**, 11(1), 207-258.
- 고은·오숙현(2006). 어머니와의 상호작용 유무에 따른 영아기 언어발달 비교분석. **특수아동교육연구**, 8(1), 19-40.
- 권희경(2009). 아버지 양육참여도, 어머니 양육행동 및 양육효능감, 유아의 학습 관련 사회적 기술과의 관계. **유아교육학논집**, 13(4), 79-98.
- 김기현·강희경(1997). 양육스트레스 척도의 개발. **대한가정학회지**, 35(5), 141-150.
- 김영옥·홍지명·김세루·김권일(2008). 어머니의 양육태도와 유아의 자기조절능력 및 사회적 능력과의 관계. **열린유아교육연구**, 13(1), 205-228.
- 박영아(2010). 유아의 성별에 따른 사회적 지식과 사회적 기술의 관계. **한국영유아보육학**, 65, 1-17.
- 서석원·이대균(2014). 아버지의 양육참여가 아동의 사회성 발달에 미치는 영향: 어머니 양육스트레스의 매개효과. **열린유아교육연구**, 19(2), 157-178.
- 서주현·김진경(2011). 어머니의 출산 전, 후 우울과 양육스트레스가 영아 발달에 미치는 영향. **한국생활과학회 동계학술발표논문집**, 2011(단일호), 171-172.
- 송영화(2011). 가정 형태 및 어머니 관련변인이 애착행동 및 영아발달에 미치는 영향. **심리행동연구**, 3(1), 81-93.
- 오정순(2012). 영아발달에 영향을 미치는 요인 연구-어머니의 심리적 특성과 양육 관련 특성을 중심으로. **생애학회지**, 2(2), 51-65.
- 유준호·오승아(2011). 사회 인구학적 변인에 따른 한국 영아의 발달특성 연구. **아동교육**, 20(3), 181-194.
- 윤혜련·김영태(2004). 성별에 따른 영·유아 언어발달의 특성연구: SELSI를 중심으로. **언어청각장애연구**, 9(1), 30-44.

- 이경숙·박진아·최인애(2011). 어머니의 산전 및 산후 우울 변화에 따른 어머니와 영아의 정신건강. **한국심리학회 연차 학술발표논문집, 2011**(단일호), 189-189.
- 이영(1980). 3세 이하 어린이의 가정환경과 발달수준과의 관계. **연세논총, 3**, 249-264.
- 임순화·박선희(2010). 어머니의 사회경제적 지위, 자녀수에 따른 양육스트레스와 영아의 표현어휘 발달과의 관계. **미래유아교육학회지, 17**(1), 251-278.
- 장유경·성지현(2011). 영아, 어머니, 가정의 사회경제적 특성이 24개월 영아의 표현어휘 습득에 미치는 상대적 영향. **한국심리학회지: 발달, 24**(2), 137-154.
- 천희영(1993). 기질과 어머니의 양육태도에 따른 아동의 사회적 능력. **아동학회지, 14**(2), 17-34.
- 최미숙·송순옥(2014). 아버지의 양육참여도가 유아의 정서조절능력 및 또래유능성에 미치는 영향력. **어린이문학교육연구, 15**(1), 313-332.
- 최지현·성현란(2010). 아동 및 부모의 사회인구학적 변인이 영유아 발달에 미치는 영향. **인지발달중재학회지, 1**(1), 69-89.
- 허계형·Squires, J.·이소영·이준식(2006). **K-ASQ(한국형 Ages & Stages Questionnaires) 부모작성형 유아 모니터링 체계**. 서울: 서울장애인종합복지관.
- 홍성례(1995). 30대 남편의 가족역할수행에 영향을 미치는 관련 변인 연구. 경희대학교 석사학위청구논문.
- Belsky, V., Burchinal, C. S., McCartney, O., & the NICHD ECCRN. (2007). *Are there long-term effects of early child care*, 681-701.
- Bornstein, M. H. (1989). Between caretakers and their young: Two modes of interaction and their consequences for cognitive growth. In M. J. Bornstein & J. S. Bruner (Eds.), *Interaction in human development: Behavioral and biological perspective* (pp. 147-170). Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Association Inc.
- Campos, J. J., Anderson, D. I., Barbu Roth, M. A., Hubbard, E. M., Hertenstein, M. J., & Witherington, D. (2000). Travel broadens the

mind. *Infancy*, 1(2), 149-219.

Kessler, R. C., Andrew, G., Cople, L. J., Hiripi, E., Mroczek, D. K., Normand, S. L. (2002). Short screening scales to monitor population prevalences and trends in nonspecific psychological distress. *Psychological Medicine*, 32(6), 959-976.

National Institute of Child Health and Human Development Early Child Care Research Network(NICHHD ECCRN). (2000b). The relation of child care to cognitive and language development. *Child Development*, 71, 960-980.

National Institute of Child Health and Human Development, Early Child Care Research Network (NICHD ECCRN). (2004). Type of child care and children's development at 54 months. *Early Childhood Research Quarterly*, 19, 203-230.

National Institute of Child Health and Human Development, Early Child Care Research Network(NICHHD ECCRN) & Duncan, G. J. (2003). Modeling the impacts of child care quality on children's preschool cognitive development. *Child Development*, 74, 1454-1475.

Raudenbush, S., & Bryk, A. (2002). *Hierarchical Linear Models; Applications and Data Analysis*. Thousand Oaks, CA: Sage Publications Inc.

Teddlie, C., & Reynolds, D. (2000). *The international handbook of school effectiveness research* New York, NY: Falmer Press.

부 양육참여와 부모의 양육시간 및 양육스트레스가 유아의 사회·정서발달에 미치는 영향

김소아·김신경·임준범
(육아정책연구소 아동패널·국제연구팀)

1. 서론

인간이 성장하고 살아가는데 있어 부모를 포함한 가정환경의 영향력은, 시기 별로 그 차이는 존재할 수 있어도 인간의 발달에 영향을 미친다는 사실 자체는 변하지 않는다. 그만큼 인간에게 가정이라는 공간은 중요한 환경이며, 돌봄이 필요한 어린 자녀일수록 더욱 그러하다. 특히 영유아의 주 양육자가 되는 부모의 영향력은 매우 강력하다.

최근 '늦은 퇴근 맞벌이 가정 아이들, 학교 폭력 빈도 높다'라는 제목의 기사는 아동·청소년의 발달에 있어 양질의 부모 양육이 필요하다는 점을 시사해 주었다(전명선·김효진, 2014, 한겨레). 구체적으로 사회성과 문제행동에 있어 부모의 맞벌이보다 야근이 더 문제이며, 혼자 있는 시간이 많을수록 자녀의 공격적 행동이나 비행, 우울과 불안 증세가 높다고 보도되었다. 이는 부모와 자녀간의 관계의 질뿐만 아니라, 함께 보낼 수 있는 최소한의 시간이 보장되어야 함을 의미한다. 특히 부모가 자녀와 함께하는 시간은 자녀의 연령이 어릴수록 더욱 중요할 것이다. 이에 본 연구는 유아기 사회·정서발달에 영향을 미치는 부모의 양육관련 변인을 중점으로 살펴보고자 한다.

양육관련 변인 중, 부의 양육참여는 아동의 발달에 영향을 미치는 변인으로 보고된다(김숙령·최항준·정경화·이윤이, 2012; 서석원·이대균, 2014; 장미나·한경혜·배연지, 2012; 장영애·이영자, 2008). 김숙령 외(2012)는 아이 돌보기, 재우기, 옷 입히기, 이야기 하거나 놀아주기 등의 아버지의 양육참여 수준이 영유아의 사회·정서 행동을 유의미하게 예측하는 것으로 보고하였다. 베이비 패널 자료를 토대로 한 연구에서도, 아버지의 양육참여가 영유아의 정서 및 품행문제와 과잉

행동/주의력 결핍에도 유의미한 영향을 미쳤다(장미나·한경혜·배연지, 2012). 서석원과 이대균(2014)은 아버지의 양육참여가 자녀의 또래관계에 영향을 미친다고 보고했으며, 장영애와 이영자(2008)는 유아의 친사회적 행동과의 밀접한 관계를 보고하였다. 관련 연구는 아버지의 양육참여 수준과 아동의 또래관계, 문제행동이 밀접한 관련이 있음을 보여준다. 그러나 양육의 개념은 여전히 모에게 집중되어 연구되고 있으며, 이에 본 연구는 양적인 개념인 부모의 양육시간을 함께 고려하여 부모 각각이 지각한 아버지의 양육참여 정도가 유아의 문제행동과 또래관계에 미치는 영향을 살펴보고자 한다.

부의 양육참여와 부모의 양육시간은 모의 양육스트레스에 유의미한 영향을 미칠 것으로 예상된다. 부의 양육참여의 경우, 대부분의 연구에서 참여 수준이 높을수록 어머니의 양육스트레스가 낮아지는 양상을 보였다(김근혜·김혜순, 2013; 김정·이지현, 2005; 남효정·이숙현, 2011; 이정순, 2003). Abidin(1992)의 연구에서도 부모의 역할에 대한 인식이 부모 양육스트레스 수준에 영향을 미치는 것으로 보고된 바 있다. 양육 시간의 경우, 뇌성마비 아동을 둔 모의 양육스트레스를 연구한 김수현과 강현숙(2010)의 연구에서 양육시간이 높을수록 체력적인 소모와 스트레스가 유발될 수 있고 이것이 높은 양육스트레스로 발현될 수 있다고 보고되었다. 그러나 부의 양육참여의 영향력은 대체로 모의 양육스트레스에 집중되었으며, 비장애아를 둔 가정의 양육시간을 다룬 연구는 드물다. 따라서 부모의 양육시간, 부의 양육참여가 모 뿐만 아니라 부의 양육 스트레스에 미치는 영향은 분석될 필요가 있다.

부모의 양육스트레스는 영유아 발달에 영향을 미치는 변인으로 보고된다. 민현숙과 문영경(2008)의 연구에 의하면 어머니의 양육스트레스가 유아의 문제행동에 유의미한 영향을 미쳤으며, 서석원과 이대균(2014)은 어머니의 양육스트레스가 높을수록 아동의 수준이 낮고, 놀이방해와 단절 같은 또래관계의 부정적인 측면은 높아지는 것으로 보고하였다. 박진아·이경숙·신의진(2009)의 연구에서는 어머니의 양육스트레스 수준이 높을수록 유아의 외현화 및 내재화 문제행동 수준이 모두 높았다.

종합했을때 부모의 양육스트레스 수준은 부의 양육참여와 부모의 양육시간 정도에 영향을 받는 동시에, 유아의 문제행동과 또래관계에 영향을 미칠 것으로 예측된다. 관련 연구(김숙령·최항준·정경화·이윤이, 2012; 서석원·이대균, 2014; 임현주·최항준·최선녀, 2012)에서도 모의 양육스트레스는 양육참여와 아동의 발

달 사이에 중요한 매개변인의 역할을 하는 것으로 나타났다. 이에 본 연구는 유아의 사회·정서발달을 또래관계와 문제행동으로 보고, 부모의 양육관련 변인으로 부 양육참여와 부모의 양육시간을 중점으로 살펴보았다. 구조방정식을 사용하여 부의 양육참여와 부모의 양육시간이 양육스트레스를 매개로 하여 유아의 또래관계와 문제행동에 영향을 미치는 경로를 탐색해 보고자하며, 본 주제와 관련한 연구문제는 다음과 같다.

- 연구문제 1. 부의 양육참여와 부모의 양육시간이 부모의 양육스트레스에 미치는 영향은 어떠한가.
- 연구문제 2. 부의 양육참여와 부모의 양육시간이 아동의 또래관계에 미치는 영향은 어떠한가.
- 연구문제 3. 부의 양육참여와 부모의 양육시간이 아동의 또래관계에 미치는 영향에 있어서 부모의 양육스트레스가 매개하는가.
- 연구문제 4. 부모의 양육스트레스는 아동의 또래관계와 문제행동에 미치는 영향은 어떠한가.
- 연구문제 5. 부모의 양육스트레스가 아동의 문제행동에 미치는 영향에 있어서 아동의 또래관계가 매개하는가.
- 연구문제 6. 부의 양육참여, 부모의 양육시간, 부모의 양육스트레스, 아동의 또래관계 및 문제행동 변인들 간의 경로는 어떠한가.

2. 연구 방법

가. 연구 대상

본 연구는 부모의 양육 특성이 아동의 발달에 미치는 영향을 분석하기 위해 육아정책연구소 한국아동패널(Panel Study on Korean Children)의 4차년도(2011년) 및 5차년도(2012년) 자료를 사용하였다. 2008년에 출생한 아이들을 대상으로 추적조사를 진행하고 있는 한국아동패널은 어머니와 아버지, 아동, 담임교사로부터 데이터를 수집함으로써 유아기 발달을 다면적 측면에서 접근하며 가족 내에서 일어나는 부모-자녀 간 역동을 설명할 수 있는 풍부한 자료를 제공한다.

연구대상은 4차년도를 기준으로 모든 문항에 결측치가 없는 응답자만을 추출하였으며 총 1,505명이다. 본 연구대상의 특성은 <표 V-4-1>과 같다.

연구대상의 자녀 성별은 남아 50.2%, 여아 49.8%으로 비슷하게 나타났으며, 출생순위는 첫째 46.3%, 둘째 42.5%, 셋째이상 11.2%이고, 4차년도 기준 월령은 35~42개월로 나타났다. 어머니는 취업중이거나 학업중이지 않은 경우가 57.9%로 다소 높게 나타났고, 월평균 가구근로소득은 396.42만원이었다. 아버지의 평균 연령은 36.29세로 어머니 평균 연령 33.84세 보다 많은 편이었으며, 대졸이상의 학력자는 아버지 54.4%, 어머니 43.4%로 나타났다.

<표 V-4-1> 연구대상의 일반적 특성

| 항목 | | %(명) | 항목 | 평균(표준편차) [범위] | | |
|-------------|--------|-----------|-----------|--------------------------|-------------------------|-------------------------------|
| 아동 성별 | 남아 | 50.2(756) | 아동 월령 | 38.20(1.46)개월 [35-42] | | |
| | 여아 | 49.8(749) | | | | |
| 아동 출생순위 | 첫째 | 46.3(697) | | | | |
| | 둘째 | 42.5(639) | | | | |
| | 셋째이상 | 11.2(169) | | | | |
| 어머니 취업상태 | 미 취·학업 | 57.9(865) | | | 월평균 가구근로소득 | 396.42(252.46)만원 [0-4,000] |
| | 취업·학업중 | 42.1(628) | | | | |
| | | 아버지 | 어머니 | 아버지 | 어머니 | |
| 학 력 | 고졸이하 | 26.4(398) | 29.7(445) | 연 령 | 36.29(3.94)세 [22-53] | 33.84(3.66)세 [22-49] |
| | 전문대졸 | 20.2(304) | 27.1(407) | | | |
| | 대졸이상 | 54.4(803) | 43.4(652) | | | |

나. 측정 변인

1) 아버지의 양육참여

아버지의 양육참여는 가족역할수행 중 아버지의 양육참여 정도를 측정하기 위한 문항으로 홍성례(1995)의 도구에서 4문항을 일부 사용한 척도이다. 각 문항은 리커트식 5점 척도로 '전혀 그렇지 않다(1점)'에서 '매우 그렇다(5점)'까지

이다. 점수가 높을수록 아버지의 양육참여 정도가 높은 것이며, 4차년도와 어머니 질문지를 통해 각각 측정되었다. 본 연구대상의 아버지 양육참여 신뢰도는 아버지 0.736, 어머니 0.810이다.

2) 양육시간

양육시간은 응답자가 하루의 일상 활동 시간 중에서 자녀와의 놀이 및 학습이나 자녀 돌보기 활동을 보통 얼마동안 하는지 기록한 시간으로 측정한다. 양육시간은 이유식, 밥, 간식 먹이기, 목욕시키기, 기저귀 갈기, 상호작용놀이 시간 등 자녀양육과 관련된 일과 시간을 의미한다. 분석에는 주중과 주말로 나누어 응답한 시간의 평균치를 사용하였다. 점수가 높을수록 양육시간이 많은 것을 의미하며, 4차년도 아버지와 어머니 질문지를 통해 각각 측정되었다.

3) 양육스트레스

양육스트레스는 김기현과 강희경(1997)의 한국형 양육스트레스 척도로 한국아동패널에서는 부모역할 수행에 대한 부담감 및 디스트레스만을 발췌한 총 11문항이다. 각 문항은 리커트식 5점 척도로 '전혀 그렇지 않다(1점)'에서 '매우 그렇다(5점)'까지이다. 점수가 높을수록 양육스트레스가 높음을 의미하며, 4차년도와 어머니 질문지를 통해 각각 측정되었다. 본 연구대상의 양육스트레스 신뢰도는 아버지 0.846, 어머니 0.874이다.

4) 또래관계

또래관계는 Fantuzzo, Sutton-Smith, Coolahan, Manz, Canning, & Debnam(1995)이 또래와의 놀이상황에서 나타나는 아동의 행동 특성을 측정하기 위해 개발한 또래놀이상호작용 도구(Peer Interactive Peer Play Scale, PIPPS)를 한국아동패널 연구진이 번역·수정한 것을 사용하였다. 이 도구는 총 30문항이며, 리커트식 4점 척도로 '전혀 그렇지 않다(1점)'에서 '항상 그렇다(4점)'까지로 측정되었다. 3가지의 하위영역으로 구성되었으며, 친사회적인 특성과 놀이를 순조롭게 이어가는 특성은 놀이상호작용으로 점수가 높을수록 긍정적인 것을 의미한다. 놀이방해는 공격적이고 부정적인 정서 표현 등을 의미하며 놀이단절은 위축되거나 타인에게 무시 또는 거부당하는 특징이다. 또래관계는 어머니 보고를 통해 측정되었으며 신뢰도는 놀이상호작용이 0.798(9문항), 놀이방해

0.767(13문항), 놀이단절 0.805(8문항)이다.

5) 문제행동

아동의 문제행동은 한국아동패널 5차년도 조사시점부터 측정된 유아행동평가 척도(CBCL)(오경자·김영아, 2009)를 사용하였다. 본 연구는 아동의 또래관계가 이후 문제행동에 종단적 영향을 미칠 수 있다는 연구 결과(Hymel, Rubin, Rowden & LeMare, 1990)에 근거하여, 4차년도 또래관계와 이후 5차년도의 문제행동간의 관계를 살펴보았다.

유아행동평가척도는, 어머니는 6개월 내에 유아가 그 행동을 보였는지에 대해 100개의 문항을 통하여 '전혀 해당되지 않는다(0점)', '가끔 그런 편이다(1점)', '자주 그런 편이다(2점)'의 범위로 응답한다. 기타문제 33개와 수면문제를 제외한 나머지 증후군 척도는 내재화 및 외현화 문제행동으로 분류되는데, 본 분석에서는 표준화된 T점수를 사용하였다. 하위영역별 신뢰도는 내재화 문제가 0.866(36문항), 외현화 문제가 0.881(24문항) 이었다.

다. 자료 분석

본 연구를 분석하기 위하여 SPSS 20.0과 AMOS 18.0을 사용하여 다음과 같은 방법으로 분석하였다. 첫째, 분석에 사용된 아버지의 양육참여 및 양육시간, 양육스트레스, 아동의 또래관계 및 문제행동의 일반적 경향을 알아보기 위하여 변인별 평균, 표준편차 및 상관관계를 산출하였다.

둘째, 아버지와 어머니가 각각 인지한 부의 양육참여, 양육시간 및 양육스트레스가 아동의 또래관계와 문제행동에 미치는 영향을 알아보기 위하여 구조방정식을 이용해 경로분석을 실시하였다. 경로분석에 앞서 문제행동의 6가지 하위 변인이 잠재변인인 문제행동으로 요인이 종합되는지 확인하기 위해서 확인적 요인분석을 실시하였다. 경로분석을 한 이후에는 간접효과에 대한 유의도를 검증하기 위해 부트스트래핑(Bootstrapping) 방법을 이용하였다.

3. 연구 결과

가. 측정변인의 일반적 경향

각 변인들의 평균 및 표준편차를 산출하기 위하여 기술통계분석을 실시하였다(표 V-4-2 참조). 먼저 부의 양육참여에 대해서는 어머니가 3.63점, 아버지는 3.62점으로 부모의 인식은 거의 차이가 없었다. 어머니의 주당 양육시간은 평균 7.12시간, 아버지는 3.19시간으로 나타나 어머니의 양육시간이 아버지보다 2배가량 많았다. 양육스트레스 정도는 어머니가 2.79점, 아버지가 2.46점으로 모의 양육스트레스가 부의 양육스트레스보다 다소 높았다.

어머니가 지각한 아동의 또래관계의 경우, 놀이 상호작용의 평균은 3.44점으로 높은 편이었고, 놀이 방해는 2.25점, 놀이 단절은 1.95점으로 그렇지 않다는 편에 가까웠다. 즉, 또래관계의 부정적인 측면은 낮고, 긍정적인 의미의 상호작용 수준은 높게 나타났다. 문제행동은 T점수 상 평균 53점 정도로 미미하게 나타났다고, 불안/우울, 위축, 신체증상, 공격행동, 정서적반응성, 주의집중문제 순으로 높게 나타났다. 각 변인 간 상관관계를 살펴본 결과는 <표 V-4-3>과 같다.

〈표 V-4-2〉 측정변인의 일반적 경향

| | 수 | 최소값 | 최대값 | 평균 | 표준편차 | (단위) |
|---------------|-------|-------|-------|-------|------|-------|
| 모 인식 부의 양육참여 | 1,505 | 1.00 | 5.00 | 3.63 | 0.81 | (점) |
| 부 인식 부의 양육참여 | 1,505 | 1.00 | 5.00 | 3.62 | 0.65 | (점) |
| 모 양육시간 | 1,505 | 1.00 | 24.00 | 7.12 | 2.92 | (시간) |
| 부 양육시간 | 1,505 | 0.25 | 17.00 | 3.19 | 1.94 | (시간) |
| 모 양육스트레스 | 1,505 | 1.00 | 5.00 | 2.79 | 0.64 | (점) |
| 부 양육스트레스 | 1,505 | 1.00 | 4.64 | 2.46 | 0.59 | (점) |
| 놀이상호작용 | 1,505 | 1.33 | 5.00 | 3.44 | 0.48 | (점) |
| 놀이방해 | 1,505 | 0.85 | 4.00 | 2.25 | 0.39 | (점) |
| 놀이단절 | 1,505 | 1.00 | 3.88 | 1.95 | 0.44 | (점) |
| CBCL: 정서적 반응성 | 1,505 | 50.00 | 87.00 | 53.54 | 5.38 | (T점수) |
| CBCL: 불안/우울 | 1,505 | 50.00 | 91.00 | 53.97 | 5.63 | (T점수) |
| CBCL: 신체증상 | 1,505 | 50.00 | 84.00 | 53.71 | 5.60 | (T점수) |
| CBCL: 위축 | 1,505 | 50.00 | 90.00 | 53.86 | 5.52 | (T점수) |
| CBCL: 주의집중문제 | 1,505 | 50.00 | 78.00 | 53.17 | 4.71 | (T점수) |
| CBCL: 공격행동 | 1,505 | 50.00 | 83.00 | 53.63 | 5.49 | (T점수) |

〈표 V-4-3〉 측정변인 간 상관관계

| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 |
|----|---------|---------|--------|---------|---------|---------|---------|--------|--------|----|
| 1 | 1 | | | | | | | | | |
| 2 | .557** | 1 | | | | | | | | |
| 3 | .004 | -.039 | 1 | | | | | | | |
| 4 | .313** | .224** | .254** | 1 | | | | | | |
| 5 | -.231** | -.186** | -.035 | -.136** | 1 | | | | | |
| 6 | -.265** | -.356** | .002 | -.106** | .357** | 1 | | | | |
| 7 | .142** | .129** | .016 | .085** | -.231** | -.132** | 1 | | | |
| 8 | -.110** | -.077** | -.049 | -.063* | .257** | .210** | -.268** | 1 | | |
| 9 | -.104** | -.106** | -.047 | -.031 | .313** | .224** | -.385** | .532** | 1 | |
| 10 | -.100** | -.099** | .000 | -.021 | .254** | .108** | -.164** | .195** | .290** | 1 |

주: 1) 1. 모인식 부 양육참여, 2. 부인식 부 양육참여, 3. 모 양육시간, 4. 부 양육시간, 5. 모 양육스트레스, 6. 부 양육스트레스, 7. 놀이상호작용, 8. 놀이방해, 9. 놀이단절, 10. 문제행동.

2) * $p < .05$, ** $p < .01$.

나. 모형 적합도

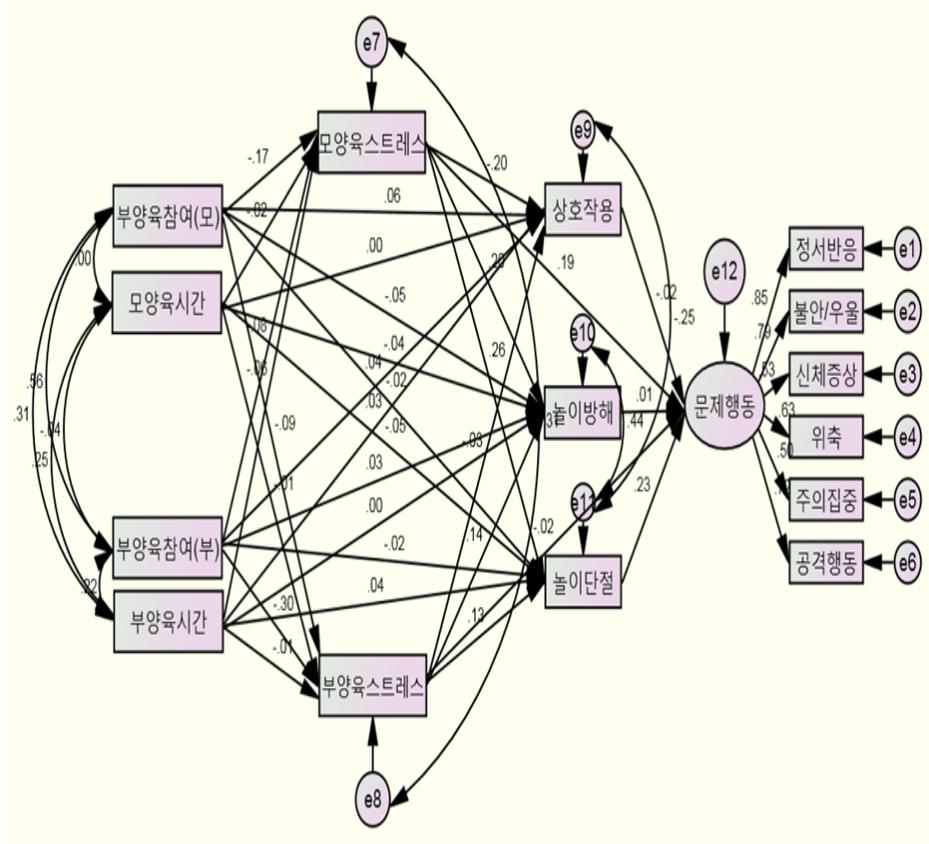
본 연구 주제의 분석에 앞서, 최종모델의 모델적합도를 살펴보았다. 모델적합도는 수집한 표본으로부터 얻은 공분산행렬(S)과 이론적 틀을 바탕으로 개발한 연구모델에서 추정된 공분산행렬(Σ)의 차이(S- Σ)를 의미한다(우종필, 2012). 둘 간의 차이가 적은 것은 설정 모델의 적합도가 높다는 것을 뜻하며, 동시에 조사자가 개발한 연구모델이 의미 있음을 뜻한다.

본 연구의 적합도에 있어 수정지수(Modification Indices) 분석 결과를 바탕으로 내생변수인 또래관계, 양육스트레스 간의 구조오차끼리 공분산 관계를 설정한 수정모델의 적합도 지수가 우수하게 나타났다(표 V-4-4 참조). 우선, $\chi^2 = 444.610(df = 59)$, $p = .000$ 으로 χ^2 통계량이 유의했다. 다른 적합도 지수 CFI(Comparative Fit Index), NFI(Normed Fit Index), TLI(Tucker-Lewis Index)는 일반적으로 지수가 .9 이상일 때 적합도가 양호한 것으로 판단되며, 반대로 RMSEA(Root Mean Square Error of Approximation)는 데이터와 연구모델간의 불일치를 나타내는 것으로 .05이하이면 양호한 것으로 판단된다. 본 연구의 최종모델로 선정된 수정모델 [그림 V-4-1]의 모델적합도가 양호하였으며, 구체적인 모델적합도 지수는 <표 V-4-4>와 같다.

또한 최종 모델에서 잠재변수인 문제행동 변인의 집중타당성을 검증하였다. 그 결과 표준화된 요인 부하량(standardized factor loading)이 최소 .5이상이었으며, 신뢰수준 역시 1.965 이상으로 측정도구에 대한 집중타당성 기준을 충족하는 것으로 나타났다. 집중타당성은 잠재변수를 측정하는 관측변수들의 일치 정도를 의미하는 것으로(우종필, 2012), 본 연구에서 잠재변수의 집중타당성이 검증되었다는 것은 아동의 문제행동을 구성하는 정서반응, 불안/우울 등의 측정항목들이 문제행동이라는 구성개념을 일관성 있게 측정하고 있음을 의미한다.

<표 V-4-4> 모델적합도 지수

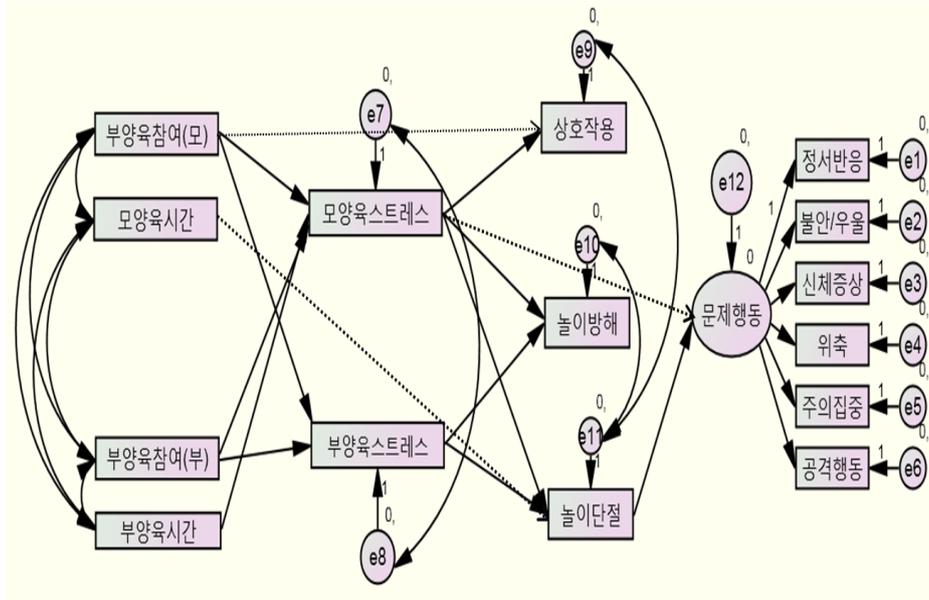
| 적합도 지수 | χ^2 | df | CFI | NFI | TLI | RMSEA |
|--------|----------|----|------|------|------|-------|
| 제안모델 | 1112.745 | 62 | .820 | .813 | .695 | .106 |
| 수정모델 | 444.610 | 59 | .934 | .925 | .883 | .066 |



[그림 V-4-1] 최종 수정모델

다. 최종모형 분석

모와 부가 지각한 부의 양육참여와 부모의 양육시간 및 양육스트레스, 그리고 아동의 또래관계와 문제행동간의 관계를 파악하기 위한 각 변인들 간의 경로계수를 제시하였다. 동시에 각 변인간의 간접 및 직접효과, 그리고 총 효과 또한 함께 제시하였다. 총효과는 직접효과와 간접효과의 합을 의미하며, 본 연구에서 간접효과의 유의성을 검증하기 위해 부트스트래핑(bootstrapping) 방법을 실시하였다(표V-4-5 참조). 분석 결과, 총 14개의 유의한 경로를 확인할 수 있었으며 유의한 경로만을 표현하면 [그림 V-4-2]와 같다.



[그림 V-4-2] 최종 수정모델: 유의한 경로 표현

- [경로 1] 부 양육참여(모) → 모 양육스트레스
- [경로 2] 부 양육참여(모) → 부 양육스트레스
- [경로 3] 부 양육참여(모) → 놀이상호작용
- [경로 4] 부 양육참여(부) → 모 양육스트레스
- [경로 5] 부 양육참여(부) → 부 양육스트레스
- [경로 6] 모 양육시간 → 놀이단절
- [경로 7] 부 양육시간 → 모 양육스트레스
- [경로 8] 모 양육스트레스 → 놀이상호작용
- [경로 9] 모 양육스트레스 → 놀이방해
- [경로 10] 모 양육스트레스 → 놀이단절
- [경로 11] 모 양육스트레스 → 문제행동
- [경로 12] 부 양육스트레스 → 놀이방해
- [경로 13] 부 양육스트레스 → 놀이단절
- [경로 14] 놀이단절 → 문제행동

〈표 V-4-5〉 최종모델 경로계수

| 경로 | | 표준화계수 | 비표준화계수 | S.E. | 직접효과 | 간접효과 | 총효과 |
|----------|------------|-----------------------|--------|-------|-----------------------|----------------------|-----------------------|
| 부양육참여(모) | → 모 양육스트레스 | -0.167 ^{***} | -0.133 | 0.025 | -0.167 ^{***} | - | -0.167 ^{***} |
| 부양육참여(모) | → 부 양육스트레스 | -0.091 ^{**} | -0.066 | 0.022 | -0.091 ^{**} | - | -0.091 ^{**} |
| 부양육참여(모) | → 놀이상호작용 | 0.056 ⁺ | 0.033 | 0.019 | 0.056 ⁺ | 0.035 ^{**} | 0.092 ^{**} |
| 부양육참여(모) | → 놀이방해 | -0.045 | -0.022 | 0.015 | -0.045 | -0.046 ^{**} | -0.091 ^{**} |
| 부양육참여(모) | → 놀이단절 | -0.015 | -0.008 | 0.016 | -0.015 | -0.055 ^{**} | -0.070 [*] |
| 모 양육시간 | → 모 양육스트레스 | -0.022 | -0.005 | 0.006 | -0.022 | - | -0.022 |
| 모 양육시간 | → 부 양육스트레스 | -0.008 | -0.002 | 0.005 | -0.008 | - | -0.008 |
| 모 양육시간 | → 놀이상호작용 | 0.003 | 0.001 | 0.004 | 0.003 | 0.005 | 0.008 |
| 모 양육시간 | → 놀이방해 | -0.040 | -0.005 | 0.003 | -0.040 | -0.006 | -0.045 |
| 모 양육시간 | → 놀이단절 | -0.049 ⁺ | -0.007 | 0.004 | -0.049 ⁺ | -0.007 | -0.056 ⁺ |
| 부양육참여(부) | → 모 양육스트레스 | -0.081 ^{**} | -0.079 | 0.030 | -0.081 ^{**} | - | -0.081 [*] |
| 부양육참여(부) | → 부 양육스트레스 | -0.304 ^{***} | -0.273 | 0.026 | -0.304 ^{***} | - | -0.304 ^{**} |
| 부양육참여(부) | → 놀이상호작용 | 0.045 | 0.033 | 0.023 | 0.045 | 0.024 [*] | 0.069 [*] |
| 부양육참여(부) | → 놀이방해 | 0.035 | 0.021 | 0.019 | 0.035 | -0.058 ^{**} | -0.024 |
| 부양육참여(부) | → 놀이단절 | -0.015 | -0.010 | 0.020 | -0.015 | -0.061 ^{**} | -0.076 [*] |
| 부 양육시간 | → 모 양육스트레스 | -0.060 [*] | -0.020 | 0.009 | -0.060 [*] | - | -0.060 [*] |
| 부 양육시간 | → 부 양육스트레스 | -0.008 | -0.002 | 0.008 | -0.008 | - | -0.008 |
| 부 양육시간 | → 놀이상호작용 | 0.027 | 0.007 | 0.007 | 0.027 | 0.012 [*] | 0.039 |
| 부 양육시간 | → 놀이방해 | -0.004 | -0.001 | 0.005 | -0.004 | -0.013 ⁺ | -0.017 |
| 부 양육시간 | → 놀이단절 | 0.038 | 0.009 | 0.006 | 0.038 | -0.017 ⁺ | 0.022 |

(표 V-45 계속)

| 경로 | | 표준화계수 | 비표준화계수 | S.E. | 직접효과 | 간접효과 | 총효과 |
|----|---------|-----------------------|--------|-------|-----------------------|----------------------|-----------------------|
| 모 | 양옥스트레스 | -0.196 ^{***} | -0.147 | 0.020 | -0.196 ^{***} | - | -0.196 ^{***} |
| 모 | 양옥스트레스 | 0.201 ^{***} | 0.123 | 0.016 | 0.201 ^{***} | - | 0.201 ^{***} |
| 모 | 양옥스트레스 | 0.260 ^{***} | 0.176 | 0.018 | 0.260 ^{***} | - | 0.260 ^{***} |
| 부 | 양옥스트레스 | -0.028 ^{**} | -0.023 | 0.023 | -0.028 ^{**} | - | -0.028 ^{**} |
| 부 | 양옥스트레스 | 0.139 ^{**} | 0.092 | 0.019 | 0.139 ^{**} | - | 0.139 ^{**} |
| 부 | 양옥스트레스 | 0.130 ^{**} | 0.096 | 0.020 | 0.130 ^{**} | - | 0.130 ^{**} |
| | 놀이상호작용 | -0.020 | -0.187 | 0.267 | -0.020 | - | 0.228 |
| | 놀이방해 | 0.014 | 0.169 | 0.358 | 0.014 | - | -0.020 |
| | 놀이단절 | 0.228 ^{***} | 2.417 | 0.342 | 0.228 ^{***} | - | 0.014 ^{**} |
| 모 | 양옥스트레스 | 0.194 ^{**} | 1.386 | 0.211 | 0.194 ^{**} | 0.066 ^{**} | 0.260 ^{**} |
| 부 | 양옥스트레스 | -0.018 | -0.144 | 0.221 | -0.018 | 0.032 ^{**} | 0.014 |
| 모 | 양육시간 | - | - | - | - | -0.018 ⁺ | -0.018 ⁺ |
| 부 | 양육참여(모) | - | - | - | - | -0.050 ^{**} | -0.050 ^{**} |
| 부 | 양육시간 | - | - | - | - | -0.008 ⁺ | -0.008 |
| 부 | 양육참여(부) | - | - | - | - | -0.029 | -0.029 |

+ $p < .10$, * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$.

<표 V-45>의 변인 간 경로계수를 살펴보았을 때, 모가 지각한 부의 양육참여 정도는 모와($\beta = -.167, p < .001$) 부의($\beta = -.091, p < .001$) 양육스트레스에 모두 부적인 예측력을 보였다. 이는 모가 부의 양육참여 정도가 높다고 지각할수록 양육스트레스를 덜 지각하고 부의 양육스트레스 정도 또한 낮음을 의미한다. 그 정도는 미미하지만, 모가 지각한 부의 양육참여 수준은 아동의 놀이상호작용과도 관계가 있었다($\beta = .056, p < .10$). 구체적으로 어머니가 아버지의 양육참여 수준이 높다고 지각할수록, 아동의 놀이상호작용 수준은 높은 것으로 나타났다.

부가 지각한 스스로의 양육참여 정도 또한 부($\beta = -.304, p < .001$)와 모($\beta = -.081, p < .01$)의 양육스트레스를 모두 부적으로 예측했다. 즉, 아버지가 스스로 양육참여수준이 높다고 인식할수록 어머니와 아버지 모두 양육스트레스를 적게 인식하는 것으로 나타났다.

모의 양육시간은 부모의 양육스트레스에 직접적인 영향을 미치지 않았으나, 아동의 놀이단절을 부적으로 예측하였다($\beta = -.049, p < .10$). 즉, 어머니가 자녀에게 할애하는 양육시간이 많을수록 아동의 또래관계에 있어 놀이 단절의 수준은 낮게 나타났다. 동시에 부의 양육시간이 높을수록 모의 양육스트레스 수준은 낮은 것으로 나타났다($\beta = -.060, p < .05$).

모의 양육스트레스 정도는 아동의 또래관계를 모두 유의하게 예측하였는데, 구체적으로 놀이상호작용은 부적으로($\beta = -.196, p < .001$), 놀이방해($\beta = .201, p < .001$)와 놀이단절($\beta = .260, p < .001$)은 정적으로 예측했다. 즉, 모의 양육스트레스 수준이 높을수록, 아동의 놀이상호작용 수준은 낮았으며, 반대로 놀이단절과 방해정도는 높게 나타났다. 또한 모의 양육스트레스 수준이 높을수록 이후년도 아동의 문제행동 또한 높은 것으로 나타났다($\beta = .194, p < .001$).

이어서 부의 양육스트레스는 아동의 또래관계를 유의미하게 예측하였는데, 양육스트레스 수준이 높을수록 아동의 놀이방해($\beta = .139, p < .001$)와 놀이단절($\beta = .130, p < .001$) 수준이 모두 높은 것으로 나타났다. 동시에 아동의 또래관계 중, 놀이단절은 이후년도 아동의 문제행동 수준을 정적으로 예측했다($\beta = .228, p < .001$). 이는 아동의 또래관계가 부모의 양육스트레스에 영향을 받는 동시에, 이후년도 자신의 문제행동에도 영향을 미침을 의미한다.

다음으로 부츠트래핑 방법으로 간접효과의 유의성 정도를 분석하였다. 그 결과 모가 지각한 부의 양육참여가 아동의 놀이상호작용 $.035(p < .01)$, 놀이방해

$-.046(p < .01)$. 및 놀이단절 $-.055(p < .01)$ 에 미치는 간접효과가 유의하였으며, 부가 지각한 부의 양육참여 수준이, 아동의 놀이상호작용 $.024(p < .05)$, 놀이방해 $-.058(p < .01)$. 및 놀이단절 $-.061(p < .01)$ 에 미치는 간접효과가 유의하였다. 부의 양육시간 또한 아동의 또래관계에 미치는 영향에 있어 그 간접효과가 유의미한 것으로 나타났다.

모의 양육스트레스가 아동의 문제행동에 미치는 간접효과는 $.066(p < .01)$ 으로 유의하였으며, 부의 양육스트레스 또한 $.032(p < .01)$ 로 아동의 문제행동에 대한 간접효과를 가졌다. 모와 부의 양육시간 또한 각각 $-.018(p < .10)$, $-.008(p < .10)$ 로 아동의 문제행동에 미치는 간접효과가 유의했으며, 모가 지각한 부의 양육참여 정도가 아동의 문제행동에 미치는 영향에 대한 간접효과가 $-.050(p < .01)$ 로 유의했다.

마지막으로 각 변인 간 경로계수와 간접효과의 유의미함을 토대로 매개효과를 살펴보았다. 첫째, 모가 지각한 부의 양육참여 수준은 아동의 또래관계의 세 가지 하위영역에 모두 영향을 미치는데 이 관계는 모의 양육스트레스에 의해 매개되는 것으로 나타났다. 특히 또래관계 중 놀이방해와 단절은 모의 양육스트레스 수준에 의해 완전 매개되었다. 둘째, 부가 지각한 부 양육참여 수준과 부양육시간은 모두 아동의 또래관계에 영향을 미쳤는데 이는 모의 양육스트레스에 의해 완전 매개되었다. 셋째, 부의 양육스트레스는 모가 지각한 부의 양육참여와 아동의 놀이 방해 수준 사이를 매개했다. 마지막으로 모의 양육스트레스는 이후년도 아동의 문제행동에 영향을 미쳤는데, 이는 아동의 놀이단절 수준에 의해 매개되는 것으로 나타났다.

4. 결론 및 제언

본 연구는 한국아동패널을 이용하여 '양육참여'와 '양육시간'이 '양육스트레스'를 매개로 하여 유아기 자녀의 '또래관계'와 '문제행동'에 영향을 미치는 경로를 구조모형으로 설정하였다. 분석결과 모형의 적합도가 적절한 수준이었으며, 부부 간 양육참여와 시간이 양육스트레스에 미치는 경로와 양육스트레스가 유아의 또래관계와 문제행동에 미치는 경로가 유의하게 나타났다. 유의하게 나타난 경로를 중심으로 구체적인 논의를 하면 다음과 같다.

첫째, 가족 내 아버지의 양육참여에 대하여 긍정적으로 지각하는 것은 아버지와 어머니의 양육스트레스를 감소시키는 데 있어 상호 영향을 미치는 것으로 나타났다. 아버지의 양육참여 수준과 어머니의 양육스트레스 간 부적 관계는 선행연구의 결과(김근혜·김혜순, 2013; 김정·이지현, 2005; 남효정·이숙현, 2011; 이정순, 2003)와 일치하는 바이다. 본 연구는 나아가 부모 각각이 응답한 아버지의 양육참여와 양육스트레스를 분석하였는데, 어머니 응답으로 아버지의 양육참여도가 높을 때 어머니의 양육스트레스 뿐만 아니라, 아버지의 양육스트레스도 감소하였다. 또 아버지 스스로 양육참여가 높다고 생각할 때 자신의 양육스트레스도 감소하고 어머니의 양육스트레스도 감소하였다. Abidin(1992)은 양육스트레스가 발생하는 맥락을 개념화하면서 부모는 일상생활의 일(daily hassles)을 하며 부모 역할에 대해 자기 자신의 헌신도를 스스로 평가하게 된다고 하였다. 이는 부부가 남편이나 자기 자신의 양육참여도에 대해 2인 관계 내에서 상대적으로 지각함으로써 양육스트레스가 야기될 수 있음을 보여준다. 본 연구에서는 부모가 지각한 아버지 양육참여도가 부부 모두의 양육스트레스에 영향을 미친다는 점을 알 수 있었다.

둘째, 부모의 양육시간이 양육스트레스와 어떠한 관계가 있는지 살펴본 결과 아버지의 양육시간이 길수록 어머니의 양육스트레스가 감소하는 것으로 나타났다. 노동시간이 길고 자녀양육시간이 짧은 맞벌이부부가 시간부족감을 많이 느낀다고 보고한 박은정과 이성림(2013)의 연구에서는 자녀와 함께하는 시간이 적더라도 양육에 대한 책임은 가지고 있다고 하였다. 이에 비추어 보았을 때, 역할과중의 부담으로 인해 양육시간과 양육스트레스 간에 부적 관계가 있을 것으로 생각된다. 자녀양육에는 매일 필수적으로 수반되는 밥 먹이기, 옷 입히기, 씻기기, 대화하기 등의 일로 많은 시간이 소요된다. 과거에는 성역할에 따라 가족기능이 구분되어 이러한 양육역할이 모성 고유의 일로 인식되어 왔지만, 현대 사회에서는 남녀평등과 합리성의 원리에 입각하여 부부가 공동으로 자녀양육에 참여하는 것이 바람직하다고 여겨진다. 이제 양육은 부부 중 어느 누군가 한 명은 해야 하는 일로, 남편의 양육시간이 길어지면 상대적으로 어머니로서 돌보는 역할이 줄어들면서 아내가 느끼는 양육스트레스가 감소하는 것으로 본 연구결과를 추론해 볼 수 있다.

셋째, 어머니와 아버지의 양육스트레스는 자녀의 또래관계에 직접적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 구체적으로 어머니의 양육스트레스가 높을수록 높

이상호작용이 감소하였으며, 아버지와 어머니의 양육스트레스가 높을수록 놀이 방해와 놀이단절 성향이 높게 나타나 유아의 또래관계에 부정적인 영향을 미쳤다. 양육스트레스가 또래관계에 부정적인 영향을 준다는 점은 어머니 양육스트레스와 자녀의 사회성과 부적 관계를 보고한 선행연구들과 일치한다(김현미·도현심, 2004; 안라리·김정아, 2005). 생애초기 자녀는 부모와의 상호작용을 통해 애착을 형성하고 타인과의 소통 방식을 학습하게 된다. 유아는 부모의 온정적이고 지지적인 양육을 통해 또래관계를 인지하고 반영해 나가는데(Domitrovich & Bierman, 2001), 양육을 하며 느끼는 부담감과 피로감이 부정적인 정서로 표출되면서 유아가 공격적이거나 거부하는 등의 부정적 행동 양식을 따라하게 될 것으로 판단된다. 아버지의 양육스트레스와 자녀의 또래관계에 대해서는 추후 연구를 통해 더 밝혀져야 할 필요가 있지만, 본 연구를 통해 유아기 사회정서 발달에 있어 어머니와 아버지 모두의 양육스트레스가 영향을 미친다는 점을 알 수 있다.

넷째, 아버지의 양육참여와 양육시간이 또래놀이행동에 영향을 미치는 경로에서는 간접효과가 유의하였고, 이 과정에서 양육스트레스가 매개효과를 갖는 것으로 나타났다. 먼저 아버지의 양육참여가 부모의 양육스트레스를 완전매개로 하여 긍정적인 놀이상호작용을 증가시키고, 부정적인 놀이방해와 놀이단절을 감소시켰다. 최근 아버지의 자녀양육에 관심도가 높아지면서 아버지의 양육참여수준과 자녀 발달과의 관계에서 양육스트레스의 매개적 역할이 발견된 바 있다(김숙령·최항준·정경화·이윤이, 2012; 서석원·이대균, 2014; 임현주·최항준·최선녀, 2012). 특히 양육스트레스가 완전매개로 작용한다는 점은 단지 아버지의 양육참여가 높은 것보다 양육참여도가 서로의 양육스트레스를 감소시키기 때문에 자녀의 긍정적인 또래관계를 도모한다는 의미이다. 그만큼 부모가 자신을 둘러싼 양육환경과 자녀양육의 역할분담을 양육스트레스로 지각하지 않고 긍정적인 평가를 내리는 것이 중요한 것으로 해석된다.

또한 어머니의 양육시간과 자녀의 놀이행동의 관계에서는 간접효과가 발견되지 않았지만, 아버지의 양육시간은 어머니의 양육스트레스를 매개로 하여 유아의 놀이상호작용을 증가시키는 데 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이 결과는 어머니 양육스트레스를 감소시키는 데 남편의 양육시간이 중요하고, 아버지 양육시간이 아버지 자신보다 어머니 양육 스트레스에 영향을 줄 수 있다는 점을 시사한다. 부모의 자녀양육 역할이 유기적으로 관계를 주고받으며 스트레스에

영향을 준다는 시사점을 제공하기 때문이다. 어머니보다는 아버지의 양육시간이 본래 적기 때문에 아버지와 자녀가 함께하는 시간이 증가하는 것은 어머니로서 큰 도움으로 지각될 수 있다. '프렌디(friendly)'라는 신조어에서도 알 수 있듯이 친구 같은 아빠 역할이 주목받는 현대 사회의 변화된 모습을 반영해주는 것으로도 보인다. 결과적으로 아버지의 적극적인 양육으로 부모의 양육부담이 줄어들고 이러한 긍정적인 가족 분위기에서 유아기 자녀가 친사회적이고 순조롭게 또래와 상호작용을 할 수 있다.

다섯째, 유아의 놀이단절 행동이 많이 나타날수록 문제행동이 높아졌으며, 부모의 양육스트레스와 1년 후 자녀의 문제행동 사이의 경로에는 간접효과가 발견되었다. 어머니의 양육스트레스는 유아의 문제행동과도 정적인 직접효과가 유의하게 나타났는데, 이는 선행연구와 일치하는 결과(민현숙·문영경, 2008; 정해리·하현이·이수진·채한, 2013)이다. 본 연구는 이 과정에서 놀이단절이 매개적 역할을 한다는 점을 추가로 발견하였다. 양육시 느끼는 부담감과 피로감은 자녀의 요구나 정서에 민감하게 반응하는 데 방해요소가 되고(김희순·신영희·오가실·김태임·심미경, 2005), 아동이 부모의 무시 또는 거부에 지속적으로 노출되면 또래와의 상호작용에서도 위축되고 정서적 반응성, 불안과 우울, 신체증상이나 주의집중문제, 공격행동으로도 이어지는 것으로 해석할 수 있다.

본 연구는 부모의 양육참여와 시간이 양육스트레스를 매개로 하여 유아의 또래놀이 행동과 문제행동에 미치는 영향에 대하여 살펴봄으로써 유아기 사회 정서발달에 있어 부모 양육의 중요성을 밝히고자 하였다. 이에 아버지와 어머니 응답을 기반으로 하여 양육참여와 시간, 양육스트레스가 유아의 사회성과 문제행동에 미치는 유의한 경로를 발견하였다. 지금까지 살펴본 결과는 유아기 자녀의 건강한 사회 정서발달을 위해 부모의 양육스트레스를 감소시키고, 아버지의 양육참여와 시간을 증진시키는 것이 중요하다는 점을 시사한다. 또한 기존의 선행연구에서 한 명의 응답만 사용한 것과 다르게, 본 연구는 아버지와 어머니 응답을 모두 사용하여 부모의 양육시간과 참여, 양육스트레스 연구를 확장시켰다는 점에서 의의가 있다.

부모의 양육을 통해서 유아기 자녀가 건강한 발달을 이루는 것은 가정 내에서 이루어지는 일이지만 비단 부모에게만 국한된 일이라 할 수는 없다. 본 연구의 결과도 사회의 제도, 직장과 같은 구성요소가 부모의 양육에 영향을 미친다는 점에서 접근하는 것이 필요하다. 구체적으로는 양육스트레스를 적절하게

대처할 수 있도록 개인의 정신건강을 지원하는 상담 체계를 갖추는 것뿐만 아니라, 일하는 부모가 자녀와 함께하는 양질의 시간을 확보할 수 있는 사회적 지원이 마련되어야 한다. 가족친화정책의 일환으로 기업에서 찾아가는 아버지 학교와 같은 양육법 교육 프로그램 등도 많이 도입하고 있으나 그와 동시에 절대적인 아버지의 양육시간이 증가할 수 있도록 정시퇴근을 지키려는 직장문화를 형성하는 것이 중요하다. 예를 들어, Family Day와 같은 날을 확대 적용시키는 것은 바람직한 시도라 할 수 있다. 한편 본 연구는 부의 양육참여나 양육시간이 양육스트레스에 상호의존적으로 영향을 미친다는 점을 직접적으로 다루지 않았지만, 부부를 분석의 단위로 삼아 APIM(자기-상대방 상호의존성 모형)을 적용한다면 향후 가족내 역할분담에 관한 부부간 유기적인 관계까지도 보다 정확하게 발견할 수 있을 것이다.

참고문헌

- 김근혜·김혜순(2013). 만 5 세 자녀를 둔 부모의 사회, 인구학적 배경과 아버지의 양육참여도 및 어머니의 양육스트레스 간의 관계. **아동교육**, 22(4), 111-129.
- 김기현·강희경(1997). 양육스트레스 척도의 개발. **대한가정학회지**, 35(5), 141-150.
- 김수현·강현숙(2010). 뇌성마비 아동 어머니의 양육스트레스 영향요인. **재활간호학회지**, 13(2), 123-131.
- 김숙령·최향준·정경화·이윤이(2012). 영아기질과 아버지의 양육참여에 따른 어머니의 양육스트레스가 영아의 사회, 정서행동에 미치는 영향. **유아교육학논집**, 16(1), 551-575.
- 김정·이지현(2005). 어머니가 지각한 아버지의 양육 참여도와 어머니의 양육 스트레스와의 관계. **아동학회지**, 26(5), 245-261.
- 김현미·도현심(2004). 어머니의 양육스트레스, 양육효능감 및 양육행동과 아동의 사회적 능력간의 관계. **아동학회지**, 25(6), 279-298.

- 김희순·신영희·오가실·김태임·심미경(2005). 초산모의 양육스트레스, 영아신호에 대한 민감성, 양육환경. **아동간호학회지**, 11(4), 415-426.
- 남효정·이숙현(2011). 아버지의 자녀 양육 참여정도가 양육 스트레스에 미치는 영향. **한국가족관계학회지**, 16(2), 107-121.
- 민현숙·문영경(2008). 어머니의 양육스트레스와 심리적 부적응이 유아의 문제행동에 미치는 영향. **한국생활과학회 하계학술발표논문집**, 2008(단일호), 165-166.
- 박은정·이성림(2013). 미취학자녀를 둔 맞벌이부부의 자녀양육시간 유형에 따른 시간부족감 및 시간사용만족도의 차이. **한국가정관리학회지**, 31(4), 97-111.
- 박진아·이경숙·신의진(2009). 모-자녀관계와 어머니의 양육스트레스가 유아의 문제행동에 미치는 영향. **한국심리학회지: 여성**, 14(4), 549-566.
- 서석원·이대균(2014). 아버지의 양육참여가 아동의 사회성 발달에 미치는 영향: 어머니 양육스트레스의 매개효과. **열린유아교육연구**, 19(2), 157-178.
- 안라리·김정아(2005). 어머니의 양육효능감 및 양육 스트레스와 유아의 일상적 스트레스 및 또래유능성의 관계. **교육과학연구**, 36(1), 329-350.
- 오경자·김영아(2009). **CBCL 1.5-5 매뉴얼 개정판**. 서울: 휴노컨설팅.
- 우종필(2012). **구조방정식모델 개념과 이해**. 서울: 한나래출판사.
- 이정순(2003). 아버지의 양육참여와 어머니의 양육스트레스에 대한 연구. **유아교육연구**, 23(3), 5-19.
- 임현주·최향준·최선녀(2012). 아동학회지: 친지의 사회적지원, 부부특성, 어머니의 양육특성이 영아발달에 미치는 영향. **아동학회지**, 33(2), 91-109.
- 장미나·한경혜·배연지(2012). 아버지의 양육참여와 영유아기 및 학령초기 자녀의 발달 수준의 관련성- 보령 베이비패널 자료를 중심으로. **한국가정관리학회 학술발표대회 자료집**, 6, 357-357.
- 장영애·이영자(2008). 아버지의 양육행동, 양육참여도가 유아의 자아개념과 친사회적 행동에 미치는 영향. **한국가족관계학회지**, 13(1), 187-206.
- 정해리·하현이·이수진·채한(2013). 부모의 양육태도가 유아 행동평가 척도에 미치는 영향 연구. **대한한방소아과학회지**, 27(2), 1-10.

- 진명선·김효진(2014. 10. 20.) '늦은 퇴근' 맞벌이 가정 아이들, '학교 폭력' 빈도 높다. 한겨레. http://www.hani.co.kr/arti/society/society_general/660663.html. (2014년 10월 20일 인출)
- 홍성례(1995). 30대 남편의 가족역할수행에 영향을 미치는 관련 변인 연구. 경희대학교 석사학위청구논문.
- Abidin, R. R. (1992). The determinants of parenting behavior. *Journal of Clinical Child Psychology*, 21(4), 407-412.
- Domitrovich, C. E., & Bierman, K. L. (2001). Parenting practices and child social adjustment: Multiple pathways of influence. *Merrill-Palmer Quarterly*, 47(2), 235-263.
- Fantuzzo, J., Sutton-Smith, B., Coolahan, K. C., Manz, P. H., Canning, S., & Debnam, D. (1995). Assessment of preschool play interaction behaviors in young low-income children: Penn Interactive Peer Play Scale. *Early Childhood Research Quarterly*, 10(1), 105-120.
- Hymel, S., Rubin, K. H., Rowden, L., & LeMare, L. (1990). Children's peer relationships: Longitudinal prediction of internalizing and externalizing problems from middle to late childhood. *Child Development*, 61(6), 2004-2021.

VI. 출산 및 취업 영향 요인

1. 지역사회 양육환경 인식 특성에 따른 후속출산 영향력 분석

임준범·이예진·김신경 (육아정책연구소 아동패널·국제연구팀)

2. 어머니의 개인 심리적 특성과 가정환경자극 질이 후속출산계획에 미치는 영향

이진화 (육아정책연구소 연구위원)·민정원 (육아정책연구소 부연구위원)

3. 영유아 자녀를 둔 취업모의 취업지속 결정요인에 관한 연구

박진아 (육아정책연구소 부연구위원)

지역사회 양육환경 인식 특성에 따른 후속출산 영향력 분석

임준범·이예진·김신경
(육아정책연구소 아동패널·국제연구팀)

1. 서론

최근 미국 중앙정보국(CIA)이 발행한 월드팩트북(The World Factbook)에 의하면 한국의 합계출산율은 1.25명으로 분석 대상 224개국 중 219위로 심각한 저출산 수준을 나타내고 있다(SBS funE, 2014-6-16). 통계청은 2013년 인구 1천 명당 출생아 수는 8.6명으로 지난 1970년 관련 통계가 시작된 이후 최저치를 기록했으며, 합계출산율¹⁷⁾은 1.19명으로 전년(1.30명)보다 0.11명 감소했다고 발표했다. 이러한 합계출산율은 시·도별로 모두 감소한 것으로 조사되었으며, 전남(1.52명), 충남(1.44명), 세종(1.44명), 제주(1.43명) 순이었다. 그리고 이와 같은 한국의 출산율이 세계 최하위를 기록하게 된 것은 한국의 결혼과 보육여건이 점점 악화되어 자녀 출산을 꺼리기 때문인 것으로 추정되고 있다(통계청, 2014).

정부는 이러한 저출산 문제를 해결하기 위해 2006년 7월 14일 '새로마지 플랜 2010' 도입하였으며, 2011년 '새로마지 플랜 2010'을 보완·개정하였다. 계속되는 '새로마지 플랜 2015'에서는 저출산을 야기하는 요인이 지속되고 있는 점을 고려하여 1차 기본계획의 기초를 유지하되 정책수요가 늘어나는 부분에 특히 집중하도록 '출산과 양육에 유리한 환경조성'을 중점 과제로 삼았다. 여기에는 일·가정 양립 일상화, 결혼·출산·양육 부담 경감, 아동청소년의 건전한 성장 환경조성 등 3대 추진 방향이 포함된다. 이는 저출산 및 자녀 돌봄을 개인의 문제가 아닌 사회적 관점에서 바라보고, 이를 위해 국가적 차원에서 가족친화적인 지역사회 환경을 구축하기 위해 노력하고 있음을 보여준다.

17) 여자 1명이 평생 낳을 것으로 예상되는 평균 출생아 수

2012년부터 시행되고 있는 ‘가족친화 사회 환경의 조성 촉진에 관한 법률’ 또한 정부가 지역사회 단위의 정책적 접근을 중요하게 인식하고 있음을 보여주는 예이다. ‘가족친화 마을환경’은 아동양육 등 가족 돌봄을 지역사회 차원에서 분담할 수 있는 환경 및 다양한 가족 구성원이 필요로 하는 시설과 공간을 충족시킬 수 있는 가족생활 여건이 갖추어진 마을환경으로 정의된다(법률 제11281호). 하지만 저출산 문제를 지역사회 양육환경 조성을 통하여 해결하려는 제도적인 변화가 나타나고 있음에도 불구하고, 가족친화적인 지역사회 조성이 실제로 출산율을 제고하는지에 관하여 거의 밝혀진 바 없다. 따라서 출산정책의 효과를 평가하는 연구의 차원에서 지역사회 구성원들이 양육환경 조성을 어떻게 인식하고, 그것이 출산에 대한 의도로 이어지는지 살펴보는 것이 필요하다.

출산은 개인의 선택으로 첫째 자녀보다 이후 둘째 자녀 출산에 있어 더 계획적인 의사결정이 이루어진다(박수미, 2008)는 점에서 기존에 영유아기 자녀를 양육하고 있는 부모의 후속출산 의도는 출산문제를 예측하기 위한 주요한 지표라 할 수 있다. 이미 출산과 양육의 과정을 겪은 부모들은 향후 출산계획에 있어 자신을 둘러싼 자원을 점검하게 된다. 이 때 지역사회는 가족생활의 물리적 공간이나 사회적 관계를 형성하는 장(노신애·진미정, 2012)으로서 기능하면서 개인의 지각과 행동에 많은 영향을 미치게 된다. 이러한 점에서 최근에는 개인이 속한 지역사회를 자녀양육과 가족친화적 관점에서 바라보는 선행연구(김혜금, 2012; 노신애·진미정, 2012; 성낙일·박선권, 2012; 유재언·진미정, 2012)가 증가하고 있는 추세이다. 구체적으로 살펴보면, 지역의 사회적 서비스는 부모들의 지역사회 가족친화성에 대한 인식을 높여 양육스트레스를 감소시켜주고 양육효능감을 높이는 것으로 보고된 바 있다(노신애·진미정, 2012). 자녀가 있는 기혼남녀를 대상으로 지역사회 서비스 인프라를 연구한 박주희(2010)의 연구에서는 거주환경의 안정성이 높고 가족지원 기관의 만족도가 높은 경우 역할 만족도가 높고 긴장도가 낮아진다고 나타났다. 그러나 지역사회 양육환경이 부모의 후속출산의도에 미치는 영향력에 관해서는 알려지지 않아 실증적 자료를 통하여 두 변인 간 관계를 고찰하는 것이 필요하다.

지역사회 양육환경과 후속출산의도 간 관계를 고찰하기에 앞서, 지역사회 연구의 특성상 지역사회 수준에 따른 양육환경의 차이가 나타날 수 있다. 선행연구에 따르면 도시화 규모에 따라 서비스 인프라 수준에 차이가 있고, 대도시라고 할지라도 지자체마다 편차가 있으며(김혜영·홍승아·이택연·선보영·진미정·

홍성만, 2009), 구(區)에 따라서도 차이가 있는 것으로 보고된다(유재언·진미정, 2013). 이에 본 연구에서는 지역사회의 규모와 지역별 편차에 따른 지역사회 수준의 양육환경을 탐색해 보고자 한다.

지역사회의 양육환경은 실질적인 요소에 관한 객관적인 측정 외에도 거주하는 구성원에 의한 주관적 인식에 의해서도 평가될 수 있다. 김혜영 외(2009)는 가족친화적 서비스 인프라는 안전하고 편리하며 접근이 용이해야 하고, 환경 친화적으로 지역 주민 입장에서 만족도가 높아야 한다고 하였다. 이러한 점에서 지역사회의 실제적인 환경 구축과 이를 이용하는 이용자의 주관적 인식에 다소 차이가 나타날 수 있다. 이해정과 유규창(2011)은 실제적 제도 도입과 개인의 지각이 각각 실제적 출산에 미치는 영향력이 상이함을 가정하고 연구한 결과 제도의 도입 여부 그 자체는 실제 출산에 큰 영향을 미치지 못한 반면, 개인의 지각은 실제적 출산에 긍정적 영향을 미치는 것으로 나타나 개인 지각의 중요성을 지적하였다.

이상의 논의를 바탕으로, 본 연구에서는 전국단위 대규모 표집을 통해 수집된 한국아동패널 자료를 토대로 영유아기 자녀를 양육하고 있는 부모의 지역사회 양육환경 지각과 후속출산 의도 간 관계를 살펴보고자 한다. 특히 지역사회의 규모 및 16개 시/도별 특성에 따른 양육환경 지각의 차이를 살펴보고 이러한 지역사회 요인이 후속출산 의사결정에 미치는 영향력을 살펴보고자 한다. 본 연구의 분석결과는 가족 친화적 지역사회 관점에서의 출산문제 원인을 검토해 보고, 저출산정책에 있어 향후 어떻게 가족친화적 서비스 인프라를 구축할 것인지에 관하여 함의를 제공해 줄 것이다.

본 주제와 관련하여 연구문제는 다음과 같다.

- 연구문제 1. 지역사회의 규모, 시/도별 특성에 따른 지역사회 양육환경에 대한 인식은 어떠한가?
- 연구문제 2. 지역사회 양육환경에 대한 인식은 후속 출산 의사에 영향을 미치는가?

2. 연구 방법

가. 연구 대상 및 측정 변인

본 연구는 2008년부터 2013년도까지의 한국아동패널 자료를 사용하였으며, 주 양육자(주로 어머니)가 응답한 지역사회특성 변인 내용을 자료로 사용하였다. 분석 변인으로써 응답한 개인 수준의 변수로는 월평균 가구 소득, 어머니의 최종학력을 사용하였으며, 지역 변수로는 지역사회 양육 환경에 대한 가용 육아지원 기관의 충분성, 공공 여가 공간/시설(놀이터, 공원, 산책로 등) 이용 편리성, 치안 및 안전사고 안정성, 문화시설(박물관, 미술관, 공연시설, 도서관 등) 이용 편리성을 각각 수준별 독립변수로 사용하며, 후속출산에 대한 여부를 종속변수로 사용하였다.

나. 분석 방법

지역사회의 규모를 2수준으로 하는 다층모형을 적용하여 양육환경 인식의 지역별 차이를 규명하였다. 지역의 단위는 15개 시도별 행정구역을 중심으로 나누어지며, 이러한 지역의 차이로 인한 양육환경에 대한 인식이 후속 출산 의사에 영향을 미치는 관계를 로지스틱 다층모형으로 분석하였다. 명세화 된 모형은 다음과 같다.

Level-1 모형

$$\eta_{ij} = \ln\left(\frac{\psi_{ij}}{1-\psi_{ij}}\right) = \beta_{0i} + \beta_{1i}X_{1ij} + \beta_{2i}X_{2ij}$$

Level-2 모형

$$\begin{aligned} \beta_{0j} &= \gamma_{00} + \sum_p \gamma_{pi} W_{pi} + \mu_{0i}, \quad \mu_{0j} \sim N(0, \tau_{00}) \\ \beta_{1j} &= \gamma_{10} \\ \beta_{2j} &= \gamma_{20} \end{aligned}$$

위 모형에서 level-1은 개인 수준의 변수를 나타내며, level-2는 지역변수를 나타낸다. 따라서 level-1의 모형의 X_{ij} 변수에는 월 평균 가구소득, 어머니의 최종학력이 들어가며, level-2의 모형에는 지역 변수인 지역사회 양육 환경에 대한 가용 육아지원기관 충분성, 공공 여가 공간/시설 및 문화시설 이용 편리성, 치안 및 안전사고 안정성이 W_{ij} 에 포함되어 모형이 구성된다. 모형의 특성상,

각 개인변수별로 개인 차이는 오차항으로 간주할 것이며, 모형의 설명력을 높이기 위하여 개인 변수 간 기울기, 즉 변화율은 일정하다는 가정을 하였다.

3. 연구 결과

패널 가구가 거주하는 도시 규모에 따라 어린이집, 유치원과 같은 가용 보육·교육 기관과 학원 등의 사교육 기관이 충분하다고 인식하는지의 여부를 살펴본 결과는 <표 VI-1-1>과 같다.

<표 VI-1-1> 도시 규모별 가용 육아지원 기관 충분성

단위: 점(명)

| 구분 | | 보육·교육기관 | | | | 사교육기관 | | | |
|-----------------|-----|-------------------|-------------------|-------------------|----------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-----------------------|
| | | 대도시 | 중소도시 | 읍면지역 | F | 대도시 | 중소도시 | 읍면지역 | F |
| 1차년도 (2008년) | M | 3.46 ^a | 3.37 ^a | 3.15 ^b | 14.38 ^{***} | 3.40 ^a | 3.35 ^a | 2.92 ^b | 30.48 ^{***} |
| | SD | .88 | 1.02 | .93 | | .96 ¹ | 1.03 | 1.05 | |
| | (N) | (720) | (758) | (377) | | (705) | (753) | (377) | |
| 2차년도 (2009년) | M | 3.25 ^a | 3.23 ^a | 2.96 ^b | 13.20 ^{***} | 3.11 ^a | 3.05 ^a | 2.51 ^b | 47.36 ^{***} |
| | SD | .85 | .88 | 1.01 | | .95 | .98 | 1.01 | |
| | (N) | (809) | (327) | (759) | | (808) | (759) | (326) | |
| 3차년도 (2010년) | M | 3.28 ^a | 3.33 ^a | 3.08 ^b | 10.01 ^{***} | 3.14 ^a | 3.07 ^a | 2.62 ^b | 35.23 ^{***} |
| | SD | .88 | .87 | .97 | | .99 | .99 | 1.04 | |
| | (N) | (682) | (732) | (359) | | (680) | (730) | (359) | |
| 4차년도 (2011년) | M | 3.05 ^a | 3.12 ^a | 2.82 ^b | 15.27 ^{***} | 2.87 ^a | 2.94 ^a | 2.30 ^b | 55.99 ^{***} |
| | SD | .87 | .81 | .91 | | .98 | .97 | .98 | |
| | (N) | (671) | (664) | (366) | | (671) | (664) | (366) | |
| 5차년도 (2012년) | M | 3.17 ^a | 3.19 ^a | 2.95 ^b | 7.39 ^{**} | 3.00 ^a | 2.99 ^a | 2.48 ^b | 33.43 ^{***} |
| | SD | 1.01 | .95 | 1.05 | | 1.05 | 1.03 | 1.12 | |
| | (N) | (636) | (677) | (359) | | (636) | (673) | (359) | |
| 6차년도 (2013년) | M | 2.86 ^b | 2.99 ^a | 2.69 ^c | 11.89 ^{***} | 2.91 ^a | 2.98 ^a | 2.28 ^b | 49.144 ^{***} |
| | SD | .94 | .84 | .96 | | 1.07 | 1.02 | 1.07 | |
| | (N) | (661) | (660) | (291) | | (661) | (659) | (290) | |

주: 사후검정은 Duncan을 활용하였으며, 집단 간 차이는 윗첨자로 표기함.

** $p < .01$, *** $p < .001$.

<표 VI-1-1>에서 2008년부터 2013년까지 매해 거주하는 지역 규모에 따라 패널 가구에서 인식하고 있는 가용 육아지원 기관 충분성은 유의미한 차이를 나타냈다. 패널 가구는 1차년도부터 6차년도까지 모두 읍면지역에 거주하는 가구

는 보육·교육 기관과 사교육 기관이 상대적으로 충분하지 않은 것으로 인식하고 있었다. 어린이집 및 유치원과 같은 보육·교육기관은 이전 조사 시점에 비해 확연히 충분하지 않다고 인식하였으며, 패널 아동이 만 4세반에 소속되는 6차년도 조사에서는 지역 규모에 따른 차이도 조금 더 분명히 나타나는 것으로 나타났다. 도시 규모에 따른 가용 육아지원 기관 충분성에 대한 인식은 전반적으로 어린이집 및 유치원과 같은 보육·교육기관과 반일제 이상 학원과 같은 사교육기관에서 유사한 경향성을 보였다. 즉 패널 가구의 주양육자인 어머니는 자녀의 성장에 따라 실질적 이용 연령이 될수록 이용할 수 있는 공적/사적 보육·교육 기관이 모두 충분하지 않다고 인식하고 있었다.

패널 가구가 거주하는 시/도별 보육·교육기관 충분성은 <표 VI-1-2>와 같다.

<표 VI-1-2> 시/도별 보육·교육기관 충분성

| 구분 | 단위: 점(명) | | | | | | | | | | | | | | | F |
|------|---------------------|-------------------|-------|------|-------------------|------|------|-------|-------------------|------|-------------------|------|-------|-------------------|------|---------|
| | 서울 | 부산 | 대구 | 인천 | 광주 | 대전 | 울산 | 경기도 | 강원도 | 충청북도 | 충청남도 | 경기도 | 경남 | 전라북도 | 전라남도 | |
| 1차년도 | M 3.38 | 3.54 | 3.44 | 3.46 | 3.87 ^a | 3.51 | 3.40 | 3.24 | 3.05 ^a | 3.26 | 3.50 | 3.63 | 3.39 | 3.00 ^a | 3.18 | 4.14*** |
| | SD 0.91 | 0.86 | 0.90 | 0.79 | 0.71 | 0.69 | 0.86 | 0.99 | 1.09 | 0.99 | 0.78 | 0.95 | 1.05 | 0.87 | 0.90 | |
| | (N)(277) | (114) | (137) | (47) | (53) | (72) | (85) | (539) | (30) | (62) | (102) | (91) | (104) | (47) | (95) | |
| 2차년도 | M 3.13 | 3.46 ^b | 3.22 | 3.31 | 3.45 ^b | 3.31 | 3.17 | 3.09 | 2.71 ^a | 3.25 | 3.09 | 3.36 | 3.34 | 3.04 | 2.86 | 3.45*** |
| | SD 0.81 | 0.78 | 0.86 | 0.79 | 0.92 | 0.86 | 0.93 | 0.89 | 0.86 | 0.92 | 0.94 | 0.94 | 1.03 | 0.82 | 1.03 | |
| | (N)(278) | (117) | (127) | (56) | (58) | (76) | (95) | (542) | (36) | (59) | (104) | (93) | (103) | (46) | (14) | |
| 3차년도 | M 3.08 | 3.38 | 3.44 | 3.28 | 3.71 ^b | 3.38 | 3.16 | 3.20 | 2.85 ^a | 3.36 | 3.14 | 3.47 | 3.30 | 3.09 | 3.43 | 3.75*** |
| | SD 0.82 | 0.95 | 0.79 | 0.89 | 0.95 | 0.88 | 0.93 | 0.88 | 1.04 | 1.00 | 0.96 | 0.81 | 0.95 | 1.10 | 0.87 | |
| | (N)(260) | (111) | (121) | (50) | (51) | (69) | (89) | (512) | (26) | (50) | (98) | (86) | (108) | (44) | (98) | |
| 4차년도 | M 2.82 | 3.17 | 3.21 | 2.96 | 3.41 ^b | 3.05 | 3.08 | 2.96 | 2.76 ^a | 3.14 | 2.86 | 3.14 | 3.18 | 3.00 | 3.15 | 3.64*** |
| | SD 0.83 | 0.83 | 0.82 | 0.91 | 0.93 | 0.93 | 0.89 | 0.83 | 0.95 | 0.80 | 1.02 | 0.78 | 0.85 | 0.93 | 0.80 | |
| | (N)(237) | (111) | (127) | (49) | (55) | (68) | (89) | (472) | (19) | (49) | (102) | (84) | (98) | (45) | (96) | |
| 5차년도 | M 2.93 ^a | 3.20 | 3.42 | 3.28 | 3.64 ^b | 3.21 | 3.16 | 3.03 | 3.09 | 3.09 | 2.92 ^a | 3.29 | 3.22 | 3.04 | 3.29 | 3.73*** |
| | SD 0.98 | 1.04 | 0.83 | 0.97 | 1.04 | 1.05 | 1.05 | 0.93 | 1.00 | 0.94 | 1.06 | 1.09 | 1.08 | 1.02 | 0.98 | |
| | (N)(224) | (101) | (123) | (50) | (53) | (66) | (86) | (492) | (23) | (44) | (96) | (72) | (100) | (47) | (95) | |
| 6차년도 | M 2.65 ^a | 2.89 | 3.06 | 2.82 | 3.29 ^b | 2.80 | 2.89 | 2.81 | 2.74 | 3.00 | 2.68 ^a | 3.08 | 3.10 | 3.04 | 3.11 | 4.10*** |
| | SD 0.94 | 0.88 | 0.96 | 0.95 | 0.82 | 0.90 | 0.92 | 0.85 | 0.87 | 0.86 | 0.92 | 0.94 | 0.86 | 0.97 | 0.89 | |
| | (N)(213) | (90) | (110) | (47) | (53) | (61) | (87) | (467) | (25) | (42) | (95) | (73) | (105) | (48) | (93) | |

주: 1) 5·6차년도에 응답된 '세종시'의 경우 '충청남도'로 재분류하였으며, 6차년도에 응답된 '제주도'의 경우 분석에서 제외하였음. 세종시와 제주도에 거주하는 패널 가구는 총 10가구 내외임.

2) 사후검정은 Duncan을 활용하였으며, 집단 간 차이를 보이는 값 중 가장 큰 차이를 보이는 두 개 집단에 대해서만 윗첨자로 표기함.

*** $p < .001$.

분석 결과, 2008년부터 2013년까지 매해 거주하는 시/도에 따라 패널 가구에서 인식하고 있는 보육·교육 기관과 사교육 기관의 충분성은 유의미하게 다른 것으로 나타났다. 특히 사후 분석으로 Duncan 검사를 실시한 결과, 광주광역시 가 보육·교육기관 충분성에 대해 전 조사 시점에서 가장 높은 인식도를 보였다. 반면 패널 아동이 영아기에 해당하는 1차년도에서 3차년도까지는 강원도 지역이 상대적으로 가장 낮은 보육·교육기관 충분성 인식을 보였으며, 유아기에 해당하는 5~6차년도 조사에서는 서울과 충청남도가 상대적으로 낮게 나타났다.

다음으로 사교육 기관의 충분성은 <표 VI-1-3>과 같다.

<표 VI-1-3> 시/도별 사교육기관 충분성

단위: 점(명)

| 구분 | 서울 | 부산 | 대구 | 인천 | 광주 | 대전 | 울산 | 경기도 | 강원 | 충북 | 충남 | 경북 | 경남 | 전북 | 전남 | F |
|------|-------------------------------|------------------------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------------------|----------------------|------------------------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------------------|-----------------------------------|---------------------|
| 1차년도 | M 3.32 SD 1.03 (N)(263) | 3.51 0.91 (114) | 3.38 0.94 (136) | 3.55 0.93 (47) | 3.77 ^b 0.87 (53) | 3.24 0.83 (72) | 3.14 0.86 (85) | 3.18 1.09 (535) | 3.13 1.14 (30) | 3.23 1.26 (62) | 3.09 0.95 (102) | 3.56 0.96 (91) | 3.30 1.07 (103) | 2.94 ^a 0.99 (47) | 3.19 0.97 (95) | 3.41 ^{***} |
| 2차년도 | M 3.13 SD 0.90 (N)(277) | 3.41 ^b 0.87 (117) | 3.01 0.99 (127) | 2.98 0.98 (56) | 3.17 1.06 (58) | 3.09 0.95 (76) | 2.84 0.97 (95) | 2.89 0.97 (542) | 2.56 0.97 (36) | 2.98 1.20 (59) | 2.71 1.03 (103) | 2.91 0.96 (93) | 2.98 1.12 (103) | 2.87 1.15 (46) | 2.14 ^d 0.86 (14) | 4.59 ^{***} |
| 3차년도 | M 3.06 SD 0.94 (N)(259) | 3.28 ^b 0.98 (111) | 3.19 0.92 (121) | 3.06 1.04 (50) | 3.41 ^b 1.13 (51) | 3.10 0.96 (68) | 2.84 1.03 (89) | 2.88 1.01 (510) | 2.58 ^a 1.10 (26) | 3.20 1.11 (50) | 2.83 0.96 (98) | 3.03 1.14 (86) | 3.07 0.97 (108) | 2.66 ^a 1.14 (44) | 3.05 1.01 (98) | 3.39 ^{***} |
| 4차년도 | M 2.85 SD 0.92 (N)(237) | 2.94 0.94 (111) | 2.87 0.97 (127) | 2.61 0.95 (49) | 3.09 ^b 1.14 (55) | 2.69 0.92 (68) | 2.66 1.05 (89) | 2.76 1.01 (472) | 2.47 1.31 (19) | 2.90 1.07 (49) | 2.40 ^a 1.07 (102) | 2.67 1.01 (84) | 2.88 0.93 (98) | 2.91 1.06 (45) | 2.77 1.00 (96) | 2.41 ^{**} |
| 5차년도 | M 3.01 SD 1.01 (N)(224) | 3.07 1.11 (101) | 2.96 1.07 (123) | 2.90 0.97 (50) | 3.30 ^b 1.08 (53) | 2.97 1.05 (66) | 2.69 1.10 (86) | 2.82 1.02 (488) | 2.70 1.15 (23) | 3.07 1.04 (44) | 2.53 ^a 1.14 (96) | 2.83 1.16 (72) | 2.91 1.20 (100) | 2.83 1.09 (47) | 2.85 1.13 (95) | 2.36 ^{**} |
| 6차년도 | M 2.83 SD 1.05 (N)(213) | 3.03 1.09 (90) | 3.02 1.08 (110) | 2.89 1.03 (47) | 3.26 ^b 1.15 (53) | 2.67 1.00 (61) | 2.83 1.06 (87) | 2.81 1.08 (465) | 2.52 1.12 (25) | 2.83 0.96 (42) | 2.44 ^a 1.04 (95) | 2.67 1.11 (73) | 2.88 1.05 (105) | 2.83 1.14 (48) | 2.85 1.12 (93) | 2.38 ^{**} |

주: 1) 5·6차년도에 응답된 '세종시'의 경우 '충청남도'로 재분류하였으며, 6차년도에 응답된 '제주도'의 경우 분석에서 제외하였음. 세종시와 제주도에 거주하는 패널 가구는 총 10가구 내외임.

2) 사후검정은 Duncan을 활용하였으며, 집단 간 차이를 보이는 값 중 가장 큰 차이를 보이는 두 개 집단에 대해서만 윗첨자로 표기함.

** $p < .01$, *** $p < .001$.

<표 VI-1-3>에서 살펴본 것과 같이 시/도별 사교육기관 이용에서도 광주광역시
시의 경우 전반적 조사 시점에서 거주하는 지역의 사교육기관이 충분한 것으로
응답하였다. 지역에 따라 사교육기관이 상대적으로 충분하지 않다고 인식하는
경우는 영아기에 해당하는 1~3차년도의 경우 전라북도, 전라남도, 강원도 지역
에서 두드러졌으며, 유아기에 해당하는 4~6차년도 조사에서는 충청남도 지역이
각종 학원 등의 사교육 기관이 가장 충분하지 않다고 지각되었다.

종합적으로 어린이집 및 유치원과 같은 보육·교육 기관과 반일제 이상 학원
과 같은 사교육 시설 모두 광주광역시가 다른 지역에 비해 상대적으로 충분한
것으로 지각되었으며, 강원도, 전라도, 충청남도의 경우 충분한 가용 육아지원
기관이 충분하지 않다고 인식되고 있었다.

패널 가구가 거주하는 도시 규모에 따라 치안 및 안전사고에 있어서 안전하
다고 인식하는지의 정도를 살펴본 결과는 <표 VI-1-4>와 같다.

<표 VI-1-4> 도시 규모별 치안·안전사고 안전성

| 구분 | | 대도시 | 중소도시 | 읍면지역 | <i>F</i> |
|-----------------|------------|-------------------|-------------------|-------------------|----------|
| 1차년도 (2008년) | <i>M</i> | 3.28 | 3.26 | 3.22 | .84 |
| | <i>SD</i> | 0.80 | 0.81 | 0.80 | |
| | <i>(N)</i> | (726) | (760) | (377) | |
| 2차년도 (2009년) | <i>M</i> | 3.23 ^b | 3.23 ^b | 3.10 ^a | 4.50* |
| | <i>SD</i> | 0.71 | 0.74 | 0.73 | |
| | <i>(N)</i> | (810) | (760) | (327) | |
| 3차년도 (2010년) | <i>M</i> | 3.19 ^b | 3.20 ^b | 3.07 ^a | 3.58* |
| | <i>SD</i> | 0.79 | 0.73 | 0.76 | |
| | <i>(N)</i> | (681) | (732) | (358) | |
| 4차년도 (2011년) | <i>M</i> | 3.16 ^b | 3.28 ^c | 3.06 ^a | 10.76*** |
| | <i>SD</i> | 0.75 | 0.71 | 0.79 | |
| | <i>(N)</i> | (671) | (664) | (366) | |
| 6차년도 (2013년) | <i>M</i> | 3.18 ^a | 3.35 ^b | 3.15 ^a | 10.89*** |
| | <i>SD</i> | 0.79 | 0.74 | 0.77 | |
| | <i>(N)</i> | (661) | (660) | (292) | |

주: 1) 사후검정은 Duncan을 활용하였으며, 집단 간 차이는 윗첨자로 표기함.

2) 5차년도 조사에서 '치안·안전사고 안전성'은 조사되지 않음.

* $p < .05$, *** $p < .001$.

분석 결과, 2009년부터 2013년까지 패널 가구에서 인식하고 있는 지역의 안
정성은 지역 규모에 따라 모두 유의미하게 다른 것으로 나타났다. 패널 가구는

1차년도부터 6차년도까지 모두 중소도시에 거주하는 경우 지역이 안전한 것으로 인식하고 있었으며, 읍/면 지역에 거주하는 경우 상대적으로 치안·안전사고에서 취약한 것으로 인식하였다. 특이할 점은 패널 아동이 0세 시기인 1차년도 조사에서는 지역 규모에 따른 편차가 나타나지 않았으며, 유아기로 접어드는 4차년도 조사 시점부터는 대도시의 경우 읍면지역과 유사 집단으로 분류되는 것으로 나타나 상대적으로 중소도시에 비해 안전하지 않은 것으로 인식되었다.

패널 가구가 거주하는 시/도별로 치안·안전사고 안전성 인식을 살펴본 결과는 <표 VI-1-5>와 같다.

<표 VI-1-5> 시도별 치안·안전사고 안전성

단위: 점(명)

| 구분 | 서울 | 부산 | 대구 | 인천 | 광주 | 대전 | 울산 | 경기 | 강원 | 충북 | 충남 | 경북 | 경남 | 전북 | 전남 | F |
|------|--------------------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------------------|-----------------------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------------------|-----------------------------------|-----------------------|-----------------------------------|------------------------------------|----------------------|-----------------------------------|---------------------|
| 1차년도 | M 3.29 SD 0.78 (N) (282) | 3.40 0.86 (114) | 3.15 0.75 (137) | 3.25 1.04 (48) | 3.48 0.71 (53) | 3.22 0.80 (72) | 3.20 0.68 (85) | 3.21 0.85 (540) | 2.92 ^a 0.85 (30) | 3.21 0.71 (62) | 3.23 0.78 (102) | 3.72 ^b 0.63 (92) | 3.24 0.81 (104) | 3.26 0.74 (47) | 3.23 0.70 (95) | 3.56 ^{***} |
| 2차년도 | M 3.26 SD 0.70 (N) (278) | 3.35 0.65 (117) | 3.19 0.76 (128) | 3.27 0.63 (56) | 3.41 0.81 (58) | 3.06 ¹ 0.74 (76) | 3.08 0.68 (95) | 3.21 0.77 (543) | 2.79 ^a 0.74 (36) | 3.32 0.76 (59) | 3.09 0.72 (104) | 3.13 0.61 (93) | 3.29 0.72 (103) | 3.27 0.70 (46) | 3.71 ^b 0.47 (14) | 3.10 ^{***} |
| 3차년도 | M 3.17 SD 0.81 (N) (260) | 3.25 0.75 (111) | 3.22 0.68 (121) | 3.14 0.75 (50) | 3.51 ^b 0.79 (50) | 3.09 0.87 (69) | 3.02 0.78 (89) | 3.18 0.76 (512) | 2.71 ^a 0.67 (26) | 3.24 0.76 (50) | 3.09 0.78 (98) | 3.09 0.70 (86) | 3.23 0.74 (108) | 3.27 0.76 (44) | 3.09 0.64 (97) | 2.20 ^{**} |
| 4차년도 | M 3.18 SD 0.76 (N) (237) | 3.16 0.72 (111) | 3.13 0.73 (127) | 3.10 0.74 (49) | 3.25 0.80 (55) | 3.06 0.85 (68) | 3.09 0.70 (89) | 3.29 0.74 (472) | 2.79 ^a 0.90 (19) | 3.21 0.76 (49) | 3.16 0.74 (102) | 3.01 0.77 (84) | 3.22 0.75 (98) | 3.23 0.70 (45) | 3.17 0.68 (96) | 1.82 [*] |
| 6차년도 | M 3.17 SD 0.84 (N) (213) | 3.21 0.73 (90) | 3.14 0.78 (110) | 3.22 0.81 (47) | 3.35 0.76 (53) | 3.07 ^a 0.69 (61) | 3.25 0.80 (87) | 3.31 0.75 (468) | 3.24 0.87 (25) | 3.42 ^b 0.80 (42) | 3.11 0.79 (95) | 3.12 0.78 (73) | 3.40 ^b 0.71 (105) | 3.34 0.61 (48) | 3.32 0.75 (93) | 1.82 [*] |

주: 1) 5·6차년도에 응답된 '세종시'의 경우 '충청남도'로 재분류하였으며, 6차년도에 응답된 '제주도'의 경우 분석에서 제외하였음. 세종시와 제주도에 거주하는 패널 가구는 총 10가구 내외임.

2) 5차년도 조사에서 '치안·안전사고 안전성'은 조사되지 않음.

3) 사후검정은 Duncan을 활용하였으며, 집단 간 차이를 보이는 값 중 가장 큰 차이를 보이는 두 개 집단에 대해서만 윗첨자로 표기함.

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

분석 결과, 2008년부터 2013년까지 매해 거주하는 시/도에 따라 패널 가구에서 인식하고 있는 치안·안전사고 안전성 인식은 유의미하게 다른 것으로 나타났다. 1차년도 조사에서는 경상북도($M=3.72$, $SD=0.63$), 2차년도는 전라남도

($M=3.71$, $SD=0.47$), 3차년도는 광주광역시($M=3.51$, $SD=0.79$), 6차년도에는 충청북도($M=3.42$, $SD=0.80$)와 경상남도($M=3.40$, $SD=0.71$) 지역이 상대적으로 치안·안전사고 측면에서 안전한 것으로 인식되었으며, 4차년도 조사에서는 강원도를 제외한 지역들이 모두 유사한 수준으로 보였다. 다만 사후 분석 결과, 6차년도 조사를 제외하고는 강원도 지역이 다른 지역에 비해 상대적으로 치안 및 교통사고, 화재, 추락 등의 안전사고 측면에서 자녀를 양육하기에 안전성이 낮은 환경으로 인식되었다.

패널 가구가 거주하는 도시 규모에 따라 공공 여가 공간/시설 이용에 있어서의 편리성 인식의 정도를 살펴본 결과는 <표 VI-1-6>과 같다.

<표 VI-1-6> 도시 규모별 공공 여가 공간/시설 이용 편리성

단위: 점(명)

| 구분 | | 대도시 | 중소도시 | 읍면지역 | F |
|-----------------|-----|-------------------|-------------------|-------------------|----------------------|
| 1차년도 (2008년) | M | 3.34 ^b | 2.90 ^b | 3.34 ^a | 25.26 ^{***} |
| | SD | 1.06 | 1.06 | 1.07 | |
| | (N) | (726) | (377) | (761) | |
| 2차년도 (2009년) | M | 3.24 ^b | 3.28 ^b | 2.67 ^a | 42.48 ^{***} |
| | SD | 1.05 | 1.02 | 1.11 | |
| | (N) | (810) | (758) | (327) | |
| 3차년도 (2010년) | M | 3.33 ^b | 3.34 ^b | 2.82 ^a | 35.60 ^{***} |
| | SD | 1.05 | 0.99 | 1.08 | |
| | (N) | (681) | (732) | (358) | |
| 4차년도 (2011년) | M | 3.16 ^b | 3.31 ^c | 2.69 ^a | 45.65 ^{***} |
| | SD | 1.01 | 0.94 | 1.08 | |
| | (N) | (671) | (664) | (365) | |
| 5차년도 (2012년) | M | 3.16 ^b | 3.28 ^c | 2.80 ^a | 26.57 ^{***} |
| | SD | 1.03 | 1.00 | 1.07 | |
| | (N) | (637) | (677) | (359) | |
| 6차년도 (2013년) | M | 3.09 ^b | 3.31 ^c | 2.78 ^a | 29.53 ^{***} |
| | SD | 1.00 | 0.95 | 1.11 | |
| | (N) | (661) | (660) | (292) | |

*** $p < .001$.

분석 결과, 2008년부터 2013년까지 패널 가구에서 인식하고 있는 공공 여가 공간/시설 이용 편리성은 지역 규모에 따라 모두 유의미하게 다른 것으로 나타났다. 패널 가구는 1차년도부터 6차년도까지 모두 중소도시 이상에 거주하는 경우 공공 여가 공간/시설 이용이 편리한 것으로 인식하였으며, 읍/면 지역에

거주하는 경우는 전 차수에서 모두 상대적으로 편리성이 낮게 응답되었다. 특히 패널 아동이 유아기에 해당하는 4차년도 조사부터는 도시 규모에 따른 편차가 조금 더 두드러져 중소도시에 거주하는 경우 놀이터, 공원, 산책로 등의 공공 여가 공간/시설이 가장 이용이 편리한 것으로 인식되었다.

패널 가구가 거주하는 시/도별로 공공 여가 공간/시설 이용에 대한 편리성 인식을 살펴본 결과는 <표 VI-1-7>과 같다.

<표 VI-1-7> 시도별 공공 여가 공간/시설 이용 편리성

단위: 점(명)

| 구분 | 서울 | 부산 | 대구 | 인천 | 광주 | 대전 | 울산 | 경기도 | 강원 | 충북 | 충남 | 경북 | 경남 | 전북 | 전남 | F |
|------|--|------------------------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------------------|-----------------------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------------------|-----------------------------------|------------------------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|---------------------|
| 1차년도 | M 3.43 ^a SD 1.09 (N)(282) | 3.17 1.08 (114) | 3.25 1.09 (137) | 3.29 1.11 (48) | 3.34 1.11 (53) | 3.42 ^a 0.87 (72) | 3.11 0.96 (85) | 3.28 1.13 (541) | 2.60 ^a 1.00 (30) | 3.16 1.32 (62) | 3.13 0.95 (102) | 3.33 0.98 (92) | 3.20 1.05 (104) | 2.98 0.97 (47) | 3.15 0.96 (95) | 2.14 ^{**} |
| 2차년도 | M 3.37 SD 1.08 (N)(278) | 3.38 ^b 0.96 (117) | 3.15 1.03 (128) | 3.14 1.10 (56) | 3.21 1.17 (58) | 3.14 0.93 (76) | 2.93 1.02 (95) | 3.22 1.09 (542) | 2.44 ^a 1.03 (36) | 3.14 1.01 (59) | 2.89 1.15 (103) | 2.84 0.94 (93) | 3.12 1.04 (103) | 2.89 1.04 (46) | 2.79 1.19 (14) | 4.20 ^{***} |
| 3차년도 | M 3.40 SD 1.03 (N)(260) | 3.40 1.04 (111) | 3.14 0.94 (121) | 3.20 1.10 (49) | 3.65 ^b 1.07 (51) | 3.13 1.06 (69) | 2.98 1.14 (89) | 3.30 1.03 (512) | 2.38 ^a 1.02 (26) | 3.44 0.95 (50) | 3.00 1.06 (98) | 2.95 1.05 (86) | 3.15 0.93 (108) | 3.25 1.08 (44) | 3.15 1.08 (97) | 4.22 ^{***} |
| 4차년도 | M 3.27 SD .99 (N)(237) | 3.14 1.01 (111) | 3.02 .95 (127) | 2.92 1.15 (49) | 3.27 1.04 (55) | 3.00 1.20 (68) | 2.99 .90 (89) | 3.28 .99 (472) | 2.74 1.28 (19) | 3.41 ^b 1.00 (49) | 2.70 ^a 1.16 (101) | 2.83 .98 (84) | 3.01 .87 (98) | 3.20 .97 (45) | 2.96 1.05 (96) | 4.14 ^{***} |
| 5차년도 | M 3.25 SD 1.01 (N)(225) | 3.04 1.04 (101) | 2.96 1.01 (123) | 3.13 1.14 (50) | 3.17 1.03 (53) | 3.15 1.04 (66) | 3.07 1.07 (86) | 3.28 1.03 (492) | 2.78 ^a 1.05 (23) | 3.45 ^b 1.07 (44) | 2.92 1.05 (96) | 3.00 0.89 (72) | 2.98 1.04 (100) | 3.01 1.05 (47) | 2.87 1.11 (95) | 2.73 ^{**} |
| 6차년도 | M 3.21 SD 1.01 (N)(213) | 3.06 1.08 (90) | 2.96 0.98 (110) | 3.04 1.10 (47) | 3.21 1.01 (53) | 3.10 0.88 (61) | 2.98 0.91 (87) | 3.29 1.01 (468) | 2.85 0.97 (25) | 3.43 ^b 0.92 (42) | 2.78 ^a 1.10 (95) | 2.85 0.97 (73) | 3.10 0.99 (105) | 3.26 1.08 (48) | 3.04 1.06 (93) | 3.11 ^{***} |

주: 1) 5·6차년도에 응답된 '세종시'의 경우 '충청남도'로 재분류하였으며, 6차년도에 응답된 '제주도'의 경우 분석에서 제외하였음. 세종시와 제주도에 거주하는 패널 가구는 총 10가구 내외임.

2) 사후검정은 Duncan을 활용하였으며, 집단 간 차이를 보이는 값 중 가장 큰 차이를 보이는 두 개 집단에 대해서만 윗첨자로 표기함.

** $p < .01$, *** $p < .001$.

분석 결과, 2008년부터 2013년까지 매해 거주하는 시/도에 따라 패널 가구에서 인식하고 있는 공공 여가 공간/시설 이용 편리성 인식은 유의미하게 다른 것으로 나타났다. 1차년도 조사에서는 서울특별시($M=3.43$, $SD=1.09$), 2차년도

조사에서는 부산광역시($M=3.38$, $SD=0.96$), 3차년도 조사에서는 광주광역시($M=3.65$, $SD=1.07$) 지역이 다른 지역에 비해 상대적으로 높은 편리성 인식을 보였으며, 4차년도에서 6차년도 조사에서는 충청북도 지역이 상대적으로 높게 공공 여가 공간/시설 이용이 편리한 것으로 인식되었다. 반면 강원도 지역은 전 조사 시점에서 상대적으로 이용이 편리하지 않은 것으로 응답되었으며, 4차년도($M=2.70$, $SD=1.16$)부터 6차년도($M=2.78$, $SD=1.10$) 조사에서는 충청남도 지역에서도 상대적으로 강원도와 유사한 정도의 낮은 점수를 보였다.

패널 가구가 거주하는 도시 규모에 따라 문화시설 이용 편리성 인식의 정도를 살펴본 결과는 <표 VI-1-8>과 같다. 분석 결과, 2008년부터 2013년까지 패널 가구에서 인식하고 있는 문화시설 이용 편리성은 지역 규모에 따라 모두 유의미하게 다른 것으로 나타났다. 패널 가구는 1차년도부터 6차년도까지 모두 중소도시 이상에 거주하는 경우 문화시설 이용이 편리한 것으로 인식하였으며, 읍/면 지역에 거주하는 경우는 전 차수에서 모두 상대적으로 편리하지 않은 것으로 응답되었다.

<표 VI-1-8> 도시 규모별 문화시설 이용 편리성

| 구분 | | 대도시 | 중소도시 | 읍면지역 | <i>F</i> | 단위: 점(명) |
|-----------------|------------|-------------------|-------------------|-------------------|----------------------|----------|
| 1차년도 (2008년) | <i>M</i> | 2.72 ^b | 2.03 ^b | 2.69 ^a | 60.94 ^{***} | |
| | <i>SD</i> | 1.08 | 0.89 | 1.13 | | |
| | <i>(N)</i> | (723) | (376) | (756) | | |
| 2차년도 (2009년) | <i>M</i> | 2.63 ^b | 2.63 ^b | 1.93 ^a | 63.40 ^{***} | |
| | <i>SD</i> | 1.04 | 1.06 | 0.90 | | |
| | <i>(N)</i> | (810) | (760) | (327) | | |
| 3차년도 (2010년) | <i>M</i> | 2.70 ^b | 2.61 ^b | 2.04 ^a | 54.33 ^{***} | |
| | <i>SD</i> | 1.06 | 1.00 | 0.92 | | |
| | <i>(N)</i> | (681) | (732) | (357) | | |
| 4차년도 (2011년) | <i>M</i> | 2.64 ^b | 2.63 ^b | 1.99 ^a | 62.48 ^{***} | |
| | <i>SD</i> | 1.01 | 0.99 | 0.94 | | |
| | <i>(N)</i> | (671) | (664) | (366) | | |
| 5차년도 (2012년) | <i>M</i> | 2.56 ^b | 2.54 ^b | 1.89 ^a | 87.82 ^{***} | |
| | <i>SD</i> | 0.89 | 0.86 | 0.73 | | |
| | <i>(N)</i> | (637) | (677) | (358) | | |
| 6차년도 (2013년) | <i>M</i> | 2.51 ^b | 2.59 ^b | 1.91 ^a | 73.50 ^{***} | |
| | <i>SD</i> | 0.88 | 0.81 | 0.70 | | |
| | <i>(N)</i> | (661) | (660) | (292) | | |

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

패널 가구가 거주하는 시/도별로 문화시설 이용 편리성 인식을 살펴본 결과는 <표 VI-1-9>와 같다. 분석 결과, 2008년부터 2013년까지 매해 거주하는 시/도에 따라 패널 가구에서 인식하고 있는 문화시설 이용 편리성 인식은 유의미하게 다른 것으로 나타났다. 특히 사후 분석 결과, 서울특별시의 경우 다른 지역에 비해 상대적으로 박물관, 기념관, 미술관, 공연시설, 도서관 등의 문화시설을 이용하는 것에서 편리한 것으로 응답되었다. 하지만 5점 척도로 질문되었다는 점을 고려할 때 가용 육아지원 기관 충분성, 공공 여가 공간/시설 이용 편리성에 견주어 봤을 때 지역사회 문화시설 이용 편리성은 전반적으로 다른 기관 및 시설에 비하여 이용이 편리하지 않다고 여기는 것으로 나타났다.

<표 VI-1-9> 시도별 문화시설 이용 편리성

단위: 점(명)

| 구분 | 서울 | 부산 | 대구 | 인천 | 광주 | 대전 | 울산 | 경기도 | 강원도 | 충북 | 충남 | 경북 | 경남 | 전북 | 전남 | F |
|------|--|------------------------------------|------------------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|-----------------------------------|-----------------------|-----------------------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------------------|---------|
| 1차년도 | M 2.88 ^b SD 1.07 (N)(279) | 2.81 1.25 (114) | 2.53 0.96 (137) | 2.46 1.13 (48) | 2.72 1.18 (53) | 2.46 0.80 (72) | 2.38 0.93 (85) | 2.66 1.24 (535) | 2.03 0.93 (30) | 2.21 0.96 (62) | 2.68 0.91 (102) | 1.86 ^a 0.67 (92) | 2.41 1.05 (104) | 2.70 1.02 (47) | 2.26 0.70 (95) | 7.53*** |
| 2차년도 | M 2.78 SD 1.00 (N)(278) | 2.96 ^b 1.13 (117) | 2.55 0.99 (128) | 2.41 1.04 (56) | 2.64 1.09 (58) | 2.45 0.94 (76) | 2.16 0.95 (95) | 2.61 1.09 (543) | 2.03 0.84 (36) | 2.22 1.02 (59) | 2.27 1.04 (104) | 2.00 0.99 (93) | 2.39 1.03 (103) | 2.50 0.98 (46) | 1.57 ^a 0.76 (14) | 8.01*** |
| 3차년도 | M 2.90 ^b SD 1.02 (N)(260) | 2.83 1.09 (111) | 2.45 0.91 (121) | 2.53 1.04 (49) | 2.82 1.09 (51) | 2.41 1.00 (69) | 2.06 0.98 (89) | 2.59 1.01 (511) | 1.88 ^a 0.71 (26) | 2.34 1.17 (50) | 2.46 1.10 (98) | 2.02 0.97 (86) | 2.42 0.92 (108) | 2.55 1.07 (44) | 2.21 0.95 (97) | 8.50*** |
| 4차년도 | M 2.80 ^b SD 1.05 (N)(237) | 2.63 1.05 (111) | 2.38 0.97 (127) | 2.37 0.93 (49) | 2.75 1.00 (55) | 2.35 0.99 (68) | 2.42 0.95 (89) | 2.57 1.05 (472) | 2.21 1.08 (19) | 2.18 0.99 (49) | 2.42 0.96 (102) | 2.12 ^a 0.96 (84) | 2.37 0.97 (98) | 2.51 1.08 (45) | 2.25 0.91 (96) | 4.28*** |
| 5차년도 | M 2.76 ^b SD 0.88 (N)(225) | 2.59 ^b 0.97 (101) | 2.12 ^a 0.84 (123) | 2.54 0.85 (50) | 2.69 0.83 (53) | 2.31 0.81 (66) | 2.13 ^a 0.81 (86) | 2.53 0.88 (492) | 2.04 ^a 0.85 (23) | 2.22 0.81 (44) | 2.30 0.85 (95) | 2.08 ^a 0.84 (72) | 2.24 0.85 (100) | 2.35 0.74 (47) | 2.01 ^a 0.76 (95) | 8.86*** |
| 6차년도 | M 2.76 ^b SD 0.86 (N)(213) | 2.61 0.92 (90) | 2.21 0.87 (110) | 2.45 0.86 (47) | 2.69 0.77 (53) | 2.37 0.76 (61) | 2.23 0.81 (87) | 2.57 0.86 (468) | 2.19 0.67 (25) | 2.34 0.78 (42) | 2.24 0.76 (95) | 1.94 ^a 0.78 (73) | 2.32 0.86 (105) | 2.40 0.81 (48) | 2.03 0.67 (93) | 9.08*** |

주: 1) 5·6차년도에 응답된 '세종시'의 경우 '충청남도'로 재분류하였으며, 6차년도에 응답된 '제주도'의 경우 분석에서 제외하였음. 세종시와 제주도에 거주하는 패널 가구는 총 10가구 내외임.

2) 사후검정은 Duncan을 활용하였으며, 집단 간 차이를 보이는 값 중 가장 큰 차이를 보이는 두 개 집단에 대해서만 윗첨자로 표기함.

*** $p < .001$.

이러한 결과를 바탕으로 지역 간 차이를 확인 한 후, 16개 시도별 차이로 인한 양육환경에 대한 인식이 후속 출산 의사에 영향을 미치는 관계를 <표 VI-1-10>에 제시하였다.

<표 VI-1-10> 지역의 양육환경 인식에 대한 후속출산기대 로지스틱 다층모형

| | 연구모형 | | |
|---------------------|----------|---------|------|
| | 계수 | 표준오차 | 오즈비 |
| 1차년도 | | | |
| 1수준 | | | |
| 아동성별(남=0, 여=1) | 0.22** | 0.09 | 1.25 |
| 모연령 | -0.24*** | 0.02 | 0.79 |
| 가구원 수 | -1.71*** | 0.20 | 0.18 |
| 최종학력(고졸이하=0,대졸이상=1) | -0.05 | 0.05 | 0.95 |
| 월평균소득 | 0.001 | 0.001 | 1.00 |
| 2수준 | | | |
| 유아교육보육기관충분성 | 0.03 | 0.30 | 0.97 |
| 공공여가공간/시설이용 편리성 | 0.66 | 0.44 | 1.93 |
| 문화시설이용편리성 | 0.27 | 0.22 | 0.76 |
| 치안측면 안전성 | -0.06 | 0.44 | 0.94 |
| 2차년도 | | | |
| 1수준 | | | |
| 아동성별(남=0, 여=1) | 0.13 | 0.10 | 1.14 |
| 모연령 | -0.22*** | 0.20 | 0.80 |
| 가구원 수 | -1.33*** | 0.17 | 0.26 |
| 최종학력(고졸이하=0,대졸이상=1) | 0.00(-) | 0.06 | 1.00 |
| 월평균소득 | 0.00(+) | 0.00(+) | 1.00 |
| 2수준 | | | |
| 유아교육보육기관충분성 | 1.66*** | 0.23 | 5.25 |
| 공공여가공간/시설이용 편리성 | -0.45 | 0.55 | 0.64 |
| 문화시설이용편리성 | 0.19 | 0.35 | 1.21 |
| 치안측면 안전성 | 0.14 | 0.54 | 1.14 |
| 3차년도 | | | |
| 1수준 | | | |
| 아동성별(남=0, 여=1) | 0.38*** | 0.11 | 1.46 |
| 모연령 | -0.17*** | 0.02 | 0.85 |
| 가구원 수 | -1.47*** | 0.13 | 0.23 |
| 최종학력(고졸이하=0,대졸이상=1) | 0.01 | 0.07 | 1.01 |
| 월평균소득 | 0.00(-) | 0.00 | 1.00 |
| 2수준 | | | |
| 유아교육보육기관충분성 | 1.26** | 0.60 | 2.29 |
| 공공여가공간/시설이용 편리성 | 0.30 | 0.31 | 1.36 |

(표 VI-1-10 계속)

| | 연구모형 | | |
|----------------------|----------|---------|------|
| | 계수 | 표준오차 | 오즈비 |
| 문화시설이용편리성 | 0.46+ | 0.24 | 0.63 |
| 치안측면 안전성 | 0.25 | 1.19 | 0.77 |
| 4차년도 | | | |
| 1수준 | | | |
| 아동성별(남=0, 여=1) | 0.15 | 0.10 | 1.17 |
| 모연령 | -0.17*** | 0.02 | 0.85 |
| 가구원 수 | -1.13*** | 0.14 | 0.32 |
| 최종학력(고졸이하=0, 대졸이상=1) | -0.07 | 0.10 | 0.93 |
| 월평균소득 | 0.00 | 0.00 | 1.00 |
| 2수준 | | | |
| 유아교육보육기관충분성 | 0.54* | 0.52 | 1.72 |
| 공공여가공간/시설이용 편리성 | -0.30 | 0.46 | 0.74 |
| 문화시설이용편리성 | 0.72* | 0.42 | 2.05 |
| 치안측면 안전성 | 0.59 | 0.77 | 0.55 |
| 5차년도 | | | |
| 1수준 | | | |
| 아동성별(남=0, 여=1) | -0.51*** | 0.09 | 1.68 |
| 모연령 | -0.21*** | 0.02 | 0.87 |
| 가구원 수 | -0.63 | 0.41 | 1.93 |
| 최종학력(고졸이하=0, 대졸이상=1) | 0.00(-) | 0.08 | 1.01 |
| 월평균소득 | 0.00(+) | 0.00(+) | 1.00 |
| 2수준 | | | |
| 유아교육보육기관충분성 | 0.54** | 0.37 | 1.33 |
| 공공여가공간/시설이용 편리성 | 0.51 | 0.55 | 0.98 |
| 문화시설이용편리성 | 0.27 | 0.22 | 0.76 |
| 6차년도 | | | |
| 1수준 | | | |
| 아동성별(남=0, 여=1) | -0.32*** | 0.09 | 1.25 |
| 모연령 | -0.24*** | 0.02 | 0.79 |
| 가구원 수 | -1.71** | 0.20 | 0.38 |
| 최종학력(고졸이하=0, 대졸이상=1) | -0.05 | 0.05 | 0.95 |
| 월평균소득 | 0.00 | 0.00 | 1.00 |
| 2수준 | | | |
| 유아교육보육기관충분성 | 0.66** | 0.52 | 1.72 |
| 공공여가공간/시설이용 편리성 | 0.30 | 0.46 | 0.74 |
| 문화시설이용편리성 | 0.27 | 0.22 | 0.76 |
| 치안측면 안전성 | 0.87*** | 0.33 | 1.22 |

+ $p < .10$, * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$.

1차부터 6차년도를 종합하여 볼 때, 후속출산에 영향을 주는 개인변인으로는 아동의 성별과 어머니의 연령, 가구원 수가 후속출산에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 지역변인으로는 유아의 보육·교육기관의 충분성 인식이 1차년도를 제외한 모든 년도에서 통계적으로 유의미한 결과를 나타냈다. 이를 각 년도별로 살펴보면, 1차년도에서는 각 지역별 양육환경에 따라서 개인변수에서 아동의 성별이 여아일수록 후속출산을 하겠다는 응답이 많았으며, 모연령은 어릴수록, 가구원수도 적을수록 후속출산기대율이 높게 나타났다. 2차년도에서도 마찬가지로 모연령은 어릴수록, 가구원수는 적을수록 후속출산기대율이 높게 나타났으며, 지역변수로는 보육·교육기관이 충분하다고 인식할수록 후속출산 기대율이 높게 나타났다. 3차년도에서는 아동의 성별과 모의 연령, 가구원 수가 1차년도와 동일하게 나타났으며, 보육·교육기관의 충분성과 문화시설이용편리성에 대한 인식이 후속출산기대율을 높인다는 것으로 나타났다. 4차년도에서는 모연령, 가구원수, 보육·교육기관의 충분성과 문화시설이용편리성이 통계적으로 유의미한 결과로 나타났으며, 5차년도는 아동의 성별과 모연령, 지역변인으로는 보육·교육기관의 충분성이 영향을 미치는 것으로 나타났다. 특징적인 사항으로는 5차년도부터 아동의 성별의 부호가 바뀌었다는 것이다. 이는 아들을 가진 부모들이 후속출산기대율이 높아졌다는 것을 의미하고, 추후 6차년도 결과에서도 동일한 패턴을 갖게 된다. 6차년도에서는 아동의 성별, 모연령, 가구원수, 보육·교육기관의 충분성이 통계적으로 유의미한 결과를 나타냈으며, 6차년도 특징으로는 지역변수에서 치안측면의 안전성이 후속출산에 영향을 미친다고 나타났다.

4. 결론 및 정책제언

본 연구는 지역사회에 따른 양육환경 지각을 살펴보고, 가족친화적 지역사회 관점에서 출산문제의 원인을 검토해 보았다. 이를 위해 2008년부터 2013년까지의 한국아동패널 자료를 검토해 본 결과는 다음과 같다.

우선 지역사회 규모에 따른 양육환경 인식을 살펴본 결과 읍·면 지역에 거주하는 경우 보육·교육에 대한 어린이집, 유치원과 같은 공교육 시설과 기타 기관 및 학원(미술학원, 영어학원, 놀이학교, 문화센터 등)과 같은 사교육 시설이

충분하다고 생각하지 않는 것으로 나타났다. 이 외에도 아동을 위한 공공 여가 공간 및 시설(놀이터, 공원, 산책로 등)의 이용 편리성, 문화시설(박물관, 기념관, 미술관, 공연시설 및 도서관 등)의 이용 편리성, 치안 및 안전사고(교통, 화재, 추락 등) 측면에서의 안전성 또한 충분하지 않다고 여기는 것으로 응답되었다. 즉 읍·면 지역은 대도시 혹은 중·소도시에 비하여 자녀 양육을 위한 지역 사회 기반 서비스가 전반적으로 충분하지 않다고 인식되었다. 또한 지역 규모에 따른 이러한 편차는 아동이 성장하면서 직접적으로 해당 시설 및 공간을 활발히 이용하는 등 가족 외부에서 이루어지는 활동이 증가함에 따라 나타나는 차이가 두드러져 중소도시, 대도시, 농어촌의 순으로 구분되는 경향을 나타냈다. 이러한 결과는 도시화 규모에 따라 중소도시, 대도시, 농어촌 순으로 지역 사회 가족친화성 인식이 높다고 보고한 유재연과 진미정(2012)의 연구와 일치하는 바이다.

시도별로는 광주광역시와 전반적으로 양육환경에 대한 인식이 좋은 것으로 나타났으며, 강원도, 경상도, 전라도 지역에서 지역사회 양육환경에 대한 인식 수준이 낮게 나타났다. 이는 지역별 격차보다는 지역사회 규모에 따른 격차로 접근해 볼 수 있다. 예를 들어 광주광역시에 거주하는 가구는 돌봄기관의 충분성이나 치안 안전성을 다른 지역보다 높게 지각하였으나, 전라남도에서 거주하는 가구는 반대로 낮은 점수를 나타냈다. 같은 광역권에 있더라도 읍면지역으로 갈수록 가족친화적인 양육환경이 조성되어 있지 않다는 것이다. 따라서 읍면지역을 대상으로 기관이나 시설의 접근성을 확보하고, 안전사고를 예방하기 위한 대비책을 세우는 일이 우선되어야 할 것으로 보인다.

읍면지역을 가족친화적인 지역사회로 조성하기 위해서 보육·교육기관, 공공 여가 및 문화 공간/시설의 개수를 증설하는 물리적 차원의 일도 필요하지만 가족친화마을의 우수 사례를 보면 주민의 자발적이고 적극적인 참여를 토대로 기존 행정 및 기관의 협력을 통해 안정적인 거버넌스가 형성되어 있다는 점이 공통점으로 발견되고 있다(이영범·배득중·이기주·오영균·주운현·한상일, 2012). 이에 따라 읍면지역은 차별화 전략으로써 공공의 유형 자원에 투자하기 보다는 적절한 지역사회 네트워크를 활용하여 무형의 서비스를 개발하는 것이 더 적합할 것으로 보인다. 보육의 사각지대를 해소하기 위한 노력으로 가족 품앗이나 공동육아 나눔 프로그램, 치안을 강화하기 위한 지킴이 서비스, 원거리를 이동하는 데에 불편을 겪는 영유아 자녀 가구에게 여가문화를 제공하기 위해 찾아

가는 공연/행사 등을 정기적으로 개최하는 것 등의 방안이 고려된다. 이러한 지역사회 네트워크의 도입은 실질적 제도 도입과 이용자의 지각이 다를 수 있다는 점을 고려할 때(이혜정·유규창, 2011) 행정권에 의한 지원에 국한하지 않고, 이용자가 지각할 수 있는 실거리 기준의 범지역적 지원이 필요할 것이다. 다만 강원도 지역의 경우 전반적인 양육관련 환경에서 충분성이 낮은 것으로 인식되고 있었다는 점을 고려할 때, 일부 취약 지역을 발견하여 이에 대한 특별 지원 및 점검에 대한 제도적 장치 또한 함께 고려해야 할 것이다.

지역사회의 양육환경 중 보육·교육 기관과 사교육 기관의 충분성에 대한 인식은 자녀의 연령이 증가함에 따라 조금씩 감소하는 것으로 나타났다. 이와 같은 현상은 지역사회의 규모에 상관없이 동일한 경향을 보였으며, 특히 대상 아동이 만 1세반에 취원을 준비하는 2009년 조사와 만 3세반에 취원을 준비하는 2011년 조사에서 예년에 비하여 유의하게 감소하였다. 이는 자녀가 영아기에서 유아기를 지남에 따라 부모의 다양한 보육 및 교육 서비스에 대한 요구는 증가하는 데 비해 지역사회 내 기관은 종류가 제한되어 있다고 느끼는 것으로 해석할 수 있다. 예를 들어, 국공립 어린이집이나 유치원은 기관수가 한정되어 있는 반면에 수요가 커서 매해 대기자가 넘치는 상황이다. 이러한 과정에서 부모들이 필요로 하거나 선호하는 기관과 실제로 이용하고 있는 기관 간의 괴리를 느끼며 충분성에 대한 인식이 낮아지는 것으로 추론해 볼 수 있다.

본 연구에서 후속출산의도에 영향을 미치는 요인을 살펴본 결과, 개인 변인으로서 아동의 성별, 어머니의 연령, 가구원 수가 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 임현주(2013)의 연구에 따르면 부부와 자녀로 이루어진 가구보다 조부모와 부부와 자녀로 구성된 가구형태에서 후속출산계획이 평균보다 낮게 나타났다는데, 3세대 가구의 가구원 수가 더 많은 것으로 미루어 보았을 때 가구원 수가 적을수록 후속출산 기대율이 높게 나타났다는 본 연구와 맥을 같이 하였다. 또 유아의 보육·교육기관이 충분하다는 인식이 높을수록 후속출산에 대한 의도를 가질 가능성이 더 높게 나타났다. 어린이집 수가 많을수록 영유아를 양육하는 부모들은 지역사회를 가족 친화적이라고 느끼고(유재언·진미정, 2013), 신뢰할 수 있는 보육시설의 존재는 출산율의 제고에 효과적일 수 있다(성낙일·박선권, 2012). 일관되게 아동의 연령이 만 0세에 해당하는 1차년도(2008년)부터 만 5세가 되는 6차년도(2013년)까지 지역사회 내 양육환경 중에서 보육 및 교육 기관이 후속출산을 결정하는 데 있어 중요하다는 본 연구의 결과는 이러한 선

행 연구들과 같은 맥락으로 볼 수 있다. 보육문제는 조사응답자들이 응답한 출산에 중요한 변수로, 믿고 맡길만한 보육장소의 유무가 출산의도에 영향을 미친다(배광일·김경신, 2011). 육아지원기관의 접근성이나 편의성은 육아에 있어 필요한 인력, 비용과 직결되는 문제로 부모들은 보육 및 교육기관에 대해 끊임 없이 평가하고 지역사회 내 돌봄 자원을 탐색하는 것으로 보인다.

자녀를 양육해 본 경험이 있는 부모들은 살아가면서 필요한 지역사회 내 육아지원기관, 치안 수준 및 안전사고, 영화관, 공연장과 같은 문화시설과 공원, 박물관, 미술관 등의 공공여가시설을 잘 파악하고 있으며 이에 대한 인식이 출산계획에 영향을 미침을 알 수 있다. 따라서 가족친화적인 지역사회 환경 조성은 출산을 장려하는데 중요한 정책적 접근방법으로 생각된다. 본 연구의 결과는 지역사회 내 양육환경에 대한 인식이 부모들의 후속출산의도와 관련 있는지를 제공해 줌으로써 저출산 문제를 해결하는 데 기초자료를 제공한다는 점에서 의의가 있다.

지역사회 양육환경의 만족도와 후속출산의도 간 정적 관계에 대해서는 선행 연구(강현구·심도현·박운현, 2014; 이정민·이보람, 2013)를 통해 밝혀진 바 있으나, 양육환경에 대한 인식 중에서 구체적으로 어떠한 영역이 후속출산의도에 영향을 미치는지 살펴본 연구는 드물다. 가족친화적인 마을환경에는 안락하고 편리한 거주환경을 지원하는 주거, 교육, 의료, 복지, 안전, 교통 요소가 포함되며, 경제환경 및 문화, 예술, 스포츠, 경관을 구성하는 쾌적하고 즐거운 여가환경을 포괄한다(이영범 외, 2012). 이와 같이 다양한 요소 중에서 영유아 자녀를 둔 부모가 어떤 요소가 후속출산과 관련 있는지 파악하는 것은 향후 저출산 문제 해결을 위해 가족친화정책을 발전시켜 나가는 데 있어 중요하다.

참고문헌

- 강현구·심도현·박윤현(2014). 지역적 특성이 어머니의 후속출산의도에 미치는 영향: 미시데이터와 거시데이터 결합을 통한 정책적 시사점 연구. **2014 한국아동패널 학술대회 자료집**. 서울: 육아정책연구소.
- 김혜금(2012). 취업모와 비취업모의 지역사회 육아 지원과 사회적 지원에 대한 인식. **한국보육지원학회지**, 8(1), 5-24.
- 김혜영·홍승아·이택연·선보영·진미정·홍성만(2009). **가족친화 사회환경 조성 실태조사**. 서울: 보건복지부.
- 노신애·진미정(2012). 가족친화적 지역사회 인식이 미취학자녀 부모의 양육 효능감 및 양육 스트레스에 미치는 영향. **한국가정관리학회지**, 30(3), 135-148.
- 박수미(2008). 둘째 출산 계획의 결정요인과 가족내 성 형평성. **한국인구학**, 31(1), 55-73.
- 박주희(2010). 가족친화적 생활환경 요소가 유아녀 기혼남녀의 다중역할 수행의 효과에 미치는 영향: 거주환경 만족도, 가족지원시설만족도, 가족지원 프로그램 만족도, 양육 및 교육환경 만족도, 생활환경 정보의 접근성을 중심으로. **한국가정관리학회지**, 28(5), 53-66.
- 배광일·김경신(2011). 생태학적 변인이 출산의도에 미치는 영향 연구. **한국가족관계학회지**, 16(2), 123-149.
- 성낙일·박선권(2012). 우리나라 지역별 자녀 양육환경과 출산율에 관한 실증분석. **한국인구학**, 35(2), 73-101.
- 유재언·진미정(2013). 보육서비스 인프라가 영유아 부모의 지역사회 가족친화성 인식에 미치는 영향: 서울시 25개 구를 중심으로. **한국가정관리학회지**, 31(3), 63-79.
- 이영범·배득중·이기주·오영균·주운현·한상일(2012). **가족친화 사회환경 조성 실태조사**(연구보고 2012-42). 서울: 여성가족부.
- 이정민·이보람(2013). 양육스트레스의 변화양상, 보육료 수혜여부, 육아지원기관

및 지역사회 양육환경 만족도가 후속출산의도에 미치는 영향. **2013 한국아동패널 학술대회 자료집**. 서울: 육아정책연구소.

이혜정·유규창(2011). 일가정 양립제도와 여성근로자의 지각이 출산에 미치는 영향에 관한 연구. **여성연구**, 80(1), 37-79.

임현주(2013). 월소득과 자녀의 출생순위별 부모와 자녀 및 지역사회변인 연구. **미래유아교육학회지**, 20(4), 257-282.

통계청(2014). **2013년 출생 통계**. 세종: 통계청.

가족친화 사회 환경의 조성 촉진에 관한 법률 제11281호.

SBS fun E(2014-6-16). 한국 출산율 세계 최하위 '보육여건 악화가 원인?'
해결방안은? http://sbsfun.sbs.co.kr/news/news_content.jsp?article_id=E10005425430에서 인출.

어머니의 개인 심리적 특성과 가정환경자극 질이 후속출산계획에 미치는 영향

이진화 (육아정책연구소 연구위원)

민정원 (육아정책연구소 부연구위원)

1. 서론

저출산으로 인한 우리나라의 사회적인 어려움에 대한 문제 제기는 더 이상 새로운 현상이 아니다. 2013년 합계출산율 1.19명으로 매우 낮은 상황이며, 더욱이 안정적 인구 유지를 위해서 2.1명은 되어야 하는 상황에 비추어 볼 때, 매우 심각한 상태라고 볼 수 있다(통계청, 2013). 이에 21세기 들어서면서 부터 저출산으로 인해 나타날 미래 사회 문제를 해결하고, 국가 경쟁력의 약화를 방지하기 위해 국가 차원에서 출산을 적극적으로 장려하기 위한 다각적인 노력을 펼치고 있다(이복순·정운태·이훈희, 2010). 저출산을 해결하기 위한 노력의 중요한 핵심적 내용 중 하나는 국가 차원에서 출산의 책임과 의무를 지니고 있는 개인 특히 출산의 결정권을 갖고 있는 여성에게 다양한 지원을 제공해 주는 것이다. 이는 저출산을 해결하기 위해 육아지원서비스 기관 이용 기회 확대, 육아 휴직, 모성보호를 위한 정책 등 여성의 일-가정양립을 위해 필요한 사회, 경제적 지원 등을 중요하게 다루고 있다는 점에서도 확인할 수 있다(염명배·김경미, 2011).

이와 같이 출산을 제고를 위해 여성을 지원하는 사회·경제적인 노력은 범정부 차원에서 보육정책, 기업양육친화환경 조성의 일환으로 제안하는 정책 등 여러 정책적 제안들이 끊임없이 시행되고 있으며(이정원·유해미·김문정, 2014), 이들 여성의 일-가정 양립 정책은 여성의 사회경제적 취업행태의 변화에 맞춰 그 실효성을 검증하고, 적합한 정책방안으로 발전되어 가고 있다. 그러나 이런 정책들만으로는 저출산을 해결하는 데 갖는 실효성에 대한 의문은 여전히 있고, 해결할 수 없는 한계가 있는 것 역시 분명하다.

일련의 선행연구들은 저출산 문제를 해결함에 있어서 이와 같은 정책적 지원 방안 뿐만 아니라 여성을 둘러싼 여러 현상들을 설명하고자 한다. 그러한 노력 중 하나로 여성이 심리적으로 느끼는 만족상태 즉 개인 심리적 특성과 출산 간의 관련성을 밝히고자 한다(송영주·이주옥·김춘경, 2011; 임현주·이대균, 2013). 개인 심리적 특성은 여러 특성들이 있으나, 출산을 통해 일-가정 양립과 관련해서 자아존중감, 자아효능감, 우울 등이 중요한 심리적 특성으로 볼 수 있다(조복희·신나리·안재진·이정림·송신영, 2009). 이는 여성의 개인 심리적 특성이 어머니로서 자녀 양육행동, 양육효능감 및 스트레스에 영향을 미치고 나아가 후속출산 계획과도 관련이 있다는 연구 결과들에서도 확인되고 있는 사실이다(이윤주·김진숙, 2012; 임현주, 2013; Bratti & Tatsiramos, 2012).

한편 여성의 개인 심리적 특성과 함께 자녀 출산행태와 관련하여 양육환경인 가정환경에 주목할 필요가 있다. 가정환경은 아동의 발달에 영향을 주는 가정환경에서의 여러 요인들을 일컫는 것으로 아동의 발달에 중요한 영향력을 갖고 있음이 밝혀지고 있다(김수정·곽금주, 2013; 한명숙, 2013). 한국아동패널 2012년 조사에서도 가정환경을 추가하여 분석한 것에 비추어 봐서도 그 중요성을 알 수 있다(김은설·도남희·왕영희·송요현·이예진·정영혜·김영원, 2012).

가정환경 자극이 아동발달에 유의미한 변인으로 작용하는 것과 더불어 일련의 연구들은 어머니의 양육스트레스와 유의미한 관련이 있다는 것을 보여주었다(곽금주·김정민·유제민, 2007; 김정민·곽금주, 2007; 설경옥·문혁준, 2011). 즉 어머니가 좋은 가정환경에서 자녀의 발달을 효과적으로 도모하기 위해 노력하고 이 과정에서 어머니는 양육에 대한 긍정적·부정적인 경험을 한다는 것이다. 이런 맥락에서 어머니가 인식하는 가정환경의 질에 따른 양육과 관련된 경험은 자연스럽게 후속출산을 결정하는 중요한 기제로 작용할 것으로 기대된다.

지금까지의 대부분의 관련 연구들은 어머니의 개인심리적 특성과 양육스트레스와의 관계, 개인심리적 특성과 가구적, 경제적, 육아지원정책 이용 등의 변인이 후속 출산계획과 갖고 있는 관련성을 분석하였다(강은미·김승규, 2011; 이정원, 2009; 임현주·이대균·최항준, 2011; 임현주, 2013; 임현주·이대균, 2013; 정미라·홍소영·박수경, 2013; Matysiak, 2009). 이에 비해 가정환경자극과 후속출산 계획과의 관계를 직접적으로 분석한 연구는 매우 미흡할 뿐만 아니라 가정환경 자극과 어머니의 개인심리적 특성이 후속출산계획에 미치는 영향을 분석한 연구 역시 미흡하다.

따라서 본 연구는 자녀를 둔 어머니의 개인심리적 특성과 가정환경자극이 후속출산에 미치는 영향을 분석하여, 양육환경인 가정환경자극의 질을 향상시키고, 어머니의 개인심리적 특성이 긍정적으로 변화될 수 있는 방안을 논의해 보고자 한다.

본 연구의 목적을 달성하기 위한 연구문제는 다음과 같다.

1. 유아기 자녀를 둔 어머니의 일반적인 인구학적 특성변인(출산경험, 학력, 가구소득 등)에 따른 후속출산계획은 어떠한가?
2. 가정환경자극과 어머니의 개인심리적 특성에 따른 후속출산계획은 어떠한가?
3. 가정환경자극에 따른 어머니의 개인심리적 특성과 후속출산계획 간의 관계는 어떠한가?
4. 가정환경자극 수준에 따른 어머니의 개인심리적 특성이 후속출산계획에 영향을 미치는가?

2. 이론적 배경

가. 어머니의 심리적 특성과 후속출산

자녀를 둔 어머니의 후속출산에 영향을 주는 요인들은 매우 다양하다. 부모의 연령, 경제적 안정성, 자녀 수 등 외부적으로 관찰 가능한 요인들과 함께 외부적으로 관찰이 어려운 어머니의 개인적인 심리적 특성이 출산 의지에 영향을 준다(임현주·이대균, 2013). 후속출산의 원인을 분석한 일련의 선행연구들은 자아효능감, 자아존중 그리고 우울 등의 심리적 특성이 출산에 지대한 영향을 준다는 사실을 보여주고 있는데(송영주 외, 2011; 이정원, 2009; 이진화·조하나·최혜윤, 2012; 임현주, 2013, 2014; 임현주·이대균, 2013; 정미라 외, 2013), 이들 선행연구에서 제시한 결과들을 중심으로 그 중요성을 살펴보겠다.

먼저 자아효능감은 자신이 어떠한 상황이나 과업에 직면했을 때, 이것을 효과적으로 잘 해결할 수 있다는 스스로에 대한 믿음체계이다(박은혜, 2013). 자아효능감이 높은 어머니는 자녀양육과 관련하여 직면하게 되는 상황이나 과제를 긍정적으로 바라보고 해결하고자 노력하고 이를 통해 스스로의 삶에 대한 행복감과 성취감을 갖게 된다. 자녀 양육과 관련된 어머니의 높은 자아효능감은 부

모 역할에 대한 자신감을 향상시켜 주어 부모됨에 대한 긍정적인 태도를 형성하게 해 준다(안은진·최효진·유계숙, 2007; 조성연, 2007). 이와 같이 형성되는 어머니의 부모됨은 출산에 중요한 영향력을 가진다(안은진 외, 2007; 이진화 외, 2012). 이는 양육에 대한 자아효능감은 궁극적으로 양육스트레스를 감소시켜주고 동시에 양육효능감을 갖게 해 주어 후속출산에 긍정적인 영향을 미친다(강은미·김승규, 2011; 임현주·이대균, 2013; 최효식·연은모·윤영·홍윤정, 2013; Lee, Kim, & Lee, 2012).

다음으로 어머니의 자아존중감 역시 중요한 심리적 특성으로 후속 자녀 출산을 위한 어머니의 결정에 영향을 미친다. 교육심리학 용어 사전에 의하면 자아존중감은 스스로에 대한 가치를 인식하고 평가하는 정도를 의미한다(한국교육심리학회, 2000). 자아존중감은 한 개인의 행복과 불행에 영향을 미치는 아주 중요한 심리적 변인으로 개인이 자신의 삶이나 자신을 둘러싼 환경에서 비롯되는 여러 상황들에 비추어서 자신을 이해하고 판단하는 데 중요한 역할을 한다(정옥분·김정은·박연정, 2006). 몇몇 선행연구들은 자아존중감은 여성의 출산에 영향을 미치는 변인이 될 수 있음을 보여주었다(송영주 외, 2011; 이진화 외, 2012; 임현주 외 2011). 차승은(2008)은 부모가 되어 부모 역할을 잘 수행하여 행복감과 성취감을 느끼게 되면, 어머니는 자녀를 통한 자신의 자아를 실현하게 되는 계기를 마련하게 된다고 하면서 이러한 자아실현은 자신의 가치를 높이는 긍정적인 기제로 작용하여 출산에 대한 의지를 높인다는 것이다. 그러나 이를 반대로 해석하면, 부모역할에서의 부정적인 영향은 양육과정과 부부관계에 까지 영향을 미치게 되어 후속출산에 대한 방해 요인으로도 작용한다고 볼 수 있다.

한편 우울은 심리적으로 어떠한 근심이나 걱정이 있어서 근심, 침울함, 실패감, 무력감, 무가치감 등의 부정적인 정서반응으로 일어난다(이금재, 1998). Beck(1976)은 “우울은 인간이 성장하면서 건강한 사람들도 흔히 겪게 되는 정서적 상태로 지각, 판단, 기억, 인지, 사고, 태도 등에서부터 대인관계에 이르기까지 광범위한 부분에 부정적인 영향을 미친다”(이윤주·김진숙, 2012: 2231에서 재인용)고 한다. 자녀를 양육하는 어머니의 우울 증상에 대한 원인은 매우 다양하다. 부부관계 특성, 개인적 기질, 자녀와의 관계, 일과 가정 양립에 따른 좌절감 등 그 원인은 매우 다양하다(이윤주·김진숙, 2012). 어떠한 원인이든 우울은 어머니와 자녀 관계에 부정적인 영향을 주게 되고, 부정적인 영향이 지속적으

로 이루어지면 양육스트레스, 양육효능감 저하 등으로 이어진다(이윤주·김진숙, 2012). Civic과 Holt(2000)는 우울한 어머니는 자녀 양육에 있어 강압적인 태도를 보이며, 자녀의 요구에 신경질적이거나 반응이 느려 자신의 양육행동에 대한 만족감이 떨어지는 경향이 있다(문경자·오경주, 1995; 임현주·이대균, 2013: 171에서 재인용). 양육행동에 대한 만족감 저하는 양육스트레스와 효능감에 부정적인 심리적 기제로 작용하여 후속출산에 대한 심리적 방해요인으로 작용한다(Lee et al, 2012).

이와 같이 출산에 영향을 주는 어머니의 개인심리적 특성은 자녀 양육에 있어서는 가정환경자극과 밀접한 관련성을 갖고 형성될 것으로 기대된다. 어머니 각 개인이 느끼는 가정환경자극과 심리적 특성은 자신이 놓여져 있는 상황에서 그 인지 정도가 다르지만 각각이 서로 관련성이 있을 것으로 기대된다. 어머니의 개인심리적 특성이 양육환경의 질적 특성을 파악할 수 있는 가정환경자극과의 상호관계를 파악해 봄으로써 보다 후속출산을 세밀하게 예측하는 데 도움이 될 것이다.

나. 가정환경자극과 후속출산

인간의 성장을 설명하는 데 있어서 환경과 발달 간의 영향력을 해석하는 것은 관점에 따른 차이가 존재한다(Bradley, McKelvey, & Whiteside-Mansell, 2011). 그러나 일반적으로 영유아의 역량과 적응적 행동이 영유아들이 경험하는 사회정서적인 지지와 환경자극의 질이 어떠한가에 따라 달라 질 수 있다는 것은 기정사실로 받아들여진다(최정아·이승연, 2008; Conger & Donnellan, 2007). 출생 후에 가정 먼저 영유아들이 만나는 사회적 환경은 가정이며, 그 가정을 구성하고 있는 인적·물적 주체들에 의해 이루어지는 가정환경은 다양한 측면에서 어머니의 양육과 자녀의 발달에 영향을 미친다(설경옥·문혁준, 2011; 최정아·이승연, 2008).

자녀의 발달에 영향을 미치는 가정환경을 설명하는 데 있어서 다양한 이론들이 있으나, Caldwell과 Bradley(2003)가 제안하는 가정환경자극이란 개념으로 양육환경으로서의 가정환경을 설명하고자 한다. 가정환경자극(home environment stimulation)이란 '영유아를 위해 가정에서 제공하는 물리적 경험, 부모가 상호작용하면서 영유아에게 제공하는 심리적 환경, 물리적 자극 경험, 온정적인 가정 분위기, 가정의 조직화 정도와 안정성 등을 의미한다(박희숙,

2008; 한명숙, 2013: 313). Caldwell과 Bradley(2003)에 의하면 학습자료, 언어자극, 물리적 환경, 반응성, 학습자극, 다양성, 수용성, 모방학습 등으로 구성된다(김은설 외, 2012에서 재인용). Bradley(1993) 등을 비롯한 일련의 선행연구들은 가정환경자극이 일차적이고 기초적인 맥락이 되며 생애 초기인 영유아의 인지적, 사회정서적 발달에 지대한 영향을 미친다는 사실을 밝혀주었다(곽금주 외, 2007; 김수정·곽금주, 2013; 김숙령·이선희, 2006; 김혜경·조성연, 2002; 장영애, 1997; 최정아·이승연, 2008; Bradley et al., 2011; Jaffee, 2007; Tong, Baghurst, Vimpani, & McMichael, 2007). 이들 연구들은 풍부한 가정환경자극이 영유아의 요구에 적합하게 주어질 때, 가장 효과적인 발달이 이루어진다는 사실을 강조하고 있다(Bradley et al, 2011). 즉, 영유아에게 필요한 이상으로 주어지는 가정환경자극은 부족한 가정환경자극이 갖는 영향과 크게 다르지 않다는 것을 의미한다.

영유아에게 풍부한 그러나 매우 적합하게 필요한 가정환경자극은 양적인 측면과 질적인 측면, 가정환경의 상황적 맥락 등에 따라 차이가 있을 수 있으며, 어머니의 양육행동, 사회·정서적 특성에도 영향을 미친다(곽금주 외, 2007; 한명숙, 2013). 어머니의 양육행동과 사회·정서적특성은 적합하고 풍부한 가정환경자극을 제공하지 못하게 됨으로써 자신의 역할과 행동에 대해 부정적인 이미지를 갖게 할 뿐만 아니라 자녀와의 상호작용에도 부정적인 기제로 작용하여 양육스트레스와 효능감에도 부정적인 영향을 주게 되고, 이는 궁극적으로 어머니와 자녀 관계를 긍정적인 관점에서 보기 보다는 부정적인 관점에서 바라보게 하여 자녀의 도구적·정서적 가치를 낮게 하는 중요한 원인이 된다(강은미·김승규, 2011; 이미란, 2010; 임현주·이대균, 2013; 한명숙, 2013).

이와 같은 맥락에서 자녀출산에 영향을 미치는 요인으로써 가정환경자극에 대해 분석해 보는 것을 매우 의미 있는 일이다. 가정환경자극은 양육환경으로 볼 수 있다(김은설 외, 2012). 양육환경은 자녀를 출산하는데 있어서 매우 중요한 변인이다. 출산과 관련한 양육환경을 분석한 연구들은 이를 사회정책적인 측면에서 양육지원환경, 양육수당, 육아휴직 등과의 관계를 적극적으로 밝혀내고자 한 반면에 가정 내 양육환경과 출산과의 관계를 분석한 연구는 매우 부족한 실정이다. 이는 가정의 양육환경을 가정환경으로 이해하기 보다는 정책적인 측면에서 지원되는 범위에서 이해하려는 경향이 있었기 때문이다. 즉 육아휴직 등과 같은 제도가 잘 반영되면 가정의 양육환경이 긍정적일 것이라는 가정이

다. 그러나 가정환경자극은 외부적인 영향 외에 가정 내에서 양육을 위해 갖추어야 하는 환경적 요인을 포함해서 이해해야 한다.

이와 같은 가정환경자극의 수준은 어머니의 자녀 양육에 대한 기대 혹은 관심을 반영한다고 볼 수 있다. 즉, 자녀 양육에 적합한 풍부한 가정환경 자극을 마련하고 이것이 중요하다는 가치를 가진 어머니는 자신이 기대하는 가정환경 자극을 갖추지 못할 경우, 스트레스로 작용하여 어머니의 양육태도에 영향을 미친다(설경옥·문혁준, 2011). 이러한 가정환경자극은 가정의 사회경제적인 특성의 영향에서 자유롭지는 않을 것으로 예측되나, 앞서 제시한 바와 같이 여러 가지 요인들로 파악할 수 있어서 단순히 경제적인 풍요로움으로만 제공될 수 있는 것은 아니다. 그러므로 가정환경자극 정도가 가정 특히 부모의 여러 특성들과 함께 고려되어 후속출산계획과 분석될 때, 중요한 시사점을 가질 수 있다.

3. 연구방법

가. 연구대상

본 연구를 위해 한국아동패널 2011년 4차년도 자료를 기초로 분석하고자 한다. 연구대상은 유아기 한자녀 이상을 가진 어머니로 후속출산 계획을 밝힌 1701명을 대상으로 하였으며 2011년 현재 만 3세 자녀를 가진 어머니가 응답한 자료를 대상으로 하였다.

자녀 만3세시기에 연구대상인 1701명의 어머니 인구학적·개인 심리특성과 가정환경 자극 수준의 분포는 <표 VI-2-1>과 같다.

<표 VI-2-1> 응답자의 개인특성 및 가정환경 자극수준 분포

단위: 명(%), 평균(표준편차) [최소 - 최대]

| 응답자의 인구학적 특성 | | | 어머니의 심리·가정환경 특성 | |
|----------------|-------------------|-------------------------------------|-----------------|----------------------------|
| 자녀 성별 | 남 여 | 871(51.2) 830(48.8) | 자아존중감 | 36.4(5.9) [13.0 - 50.0] |
| 자녀 출생 순위 | 첫째 둘째 셋째 이상 | 789(46.4) 719(42.3) 193(11.3) | 부정적 자아효능감 | 9.4(2.9) [4.0 - 20.0] |

(표 VI-2-1 계속)

| 응답자의 인구학적 특성 | | | 어머니의 심리·가정환경 특성 | |
|--------------|-----------|-----------|-----------------|----------------------------|
| 모 학력 | 고졸이하 | 516(30.4) | 우울 | 11.9(4.5) [6.0 - 30.0] |
| | 전문대졸 | 440(26.0) | | |
| | 대졸이상 | 739(43.6) | | |
| 가구소득 | 300만원 이하 | 692(40.8) | 가정환경 자극 수준 | 48.5(4.7) [14.0 - 55.0] |
| | 301-400만원 | 409(24.1) | | |
| | 401-530만원 | 287(16.9) | | |
| | 531만원이상 | 309(18.2) | | |

자녀의 출생 순위는 첫째인 경우가 46.4%, 둘째 이상이 43.6%였으며 고졸이하의 학력을 가진 경우 30.4%로 나타났다. 자아존중감은 평균 36.4점, 부정적 자아효능감은 평균 9.4점 이었다. 우울의 경우 평균 11.9점이며 대상자 중 중도의 우울을 경험하는 어머니는 8.0%, 경도의 우울을 경험하는 어머니는 23.0%, 정상은 69.0%로 분포하였다. 가정환경 자극수준은 평균 48.5점으로 최소 14.0점 최대 55.0점으로 분포하였다.

나. 연구도구

한국아동패널 조사에서 사용하여 나타난 어머니가 지각하는 가정환경자극은 EC-HOME(Early Childhood-Home Observation for Measurement of the Environment, Bradley, Caldwell & Corwyn, 2003)의 결과를 활용하였다. 한국 아동패널에서는 4차년도에서부터 가정의 양육환경을 측정하는 방법으로 EC-HOME을 사용하였다(이정림·최은영·도남희·송신영·왕영희·정영혜, 2011). EC-HOME은 아동을 둘러싸고 있는 환경을 살펴보는 것으로 학습자료, 학습자극, 언어자극, 모방학습, 물리적환경, 다양성, 반응성, 수용성의 8개 하위영역으로 총 55개 문항으로 이루어져 있다. 아동패널에서는 3-6세 대상으로 개발된 EC-HOME을 사용하였으며, 측정방법은 조사원이 가정을 방문하여 관찰, 면접 혹은 관찰과 면접을 병행하면서 이루어졌으며, 소요시간은 10분정도이다.

다음으로 어머니의 개인심리적 특성 측정도구를 보면, 먼저 어머니의 자아효능감은 Pearlin Self-Efficacy Scale을 사용하였다. Mainieri(2006)는 이 도구는 한 개인이 자신의 삶을 통제하는 느낌을 가지고 있는 지를 측정하고자 하는 도구

로 설명하였다(이정립 외, 2011: 144에서 재인용). 총 4개 문항이며 5점평정척도이고 점수가 높을수록 부정적인 자기효능감을 나타낸다. 2007년도 한국아동패널에서 실시한 예비조사의 신뢰도는 *Cronbach α* =.82로 비교적 높게 나타났다.

다음은 어머니의 자아존중감을 측정하는 도구이다. 어머니의 자아존중감을 알아보기 위해서 Rosenberg Self-Esteem Scale를 사용하였다. 총 10개 문항의 4점평정 척도이며, 한국아동패널 2007년 예비조사에서 나타난 신뢰도는 *Cronbach α* =.82로 비교적 신뢰로운 문항들로 나타났다. 마지막으로 어머니의 우울을 측정하는 도구는 Kessler 우울 척도(K6)이다. 총 6개 문항의 5점 평정척도이며 점수가 높을수록 우울 정도가 높다고 볼 수 있으며, 6~13점은 정상수준, 14~18점은 경도/중등도 우울, 19~30점은 중도의 심각한 상태의 우울로 분류한다(이정립 외, 2011: 150에서 재인용). 우울 척도 역시 한국아동패널 2007년도 예비조사에서 나타난 신뢰도는 *Cronbach α* =.89로 비교적 높게 나타났다.

어머니의 후속자녀 출산 계획에 대한 문항은 '있다', '없다', '모르겠다' 로 구분하여 응답되었고, 각각을 번호를 부여하여 코딩하였다.

다. 자료분석

본 연구 가설을 증명하기 위해 다음과 같은 방법으로 자료를 분석하였다. 첫째, 어머니의 일반적인 인구학적 배경에 따른 후속출산계획을 비교하기 위해서 교차분석을 실시하였다. 둘째, 어머니의 심리적 특성과 가정환경자극 수준별 후속출산계획을 분석하기 위해 집단 간 평균비교분석(F검증)을 하였다. 셋째, 어머니 개인의 심리특성과 가정환경자극 수준 간의 상관성을 보기 위해 피어슨 상관분석을 실시하였고, 가정환경 자극수준별 어머니의 심리 특성을 집단 간 평균비교 분석(F검증) 하였다. 마지막으로 어머니 개인의 심리특성과 가정환경 자극 수준 간의 상호작용이 후속출산계획에 미치는 영향력을 살펴보기 위해서 로지스틱 회귀분석을 실시하였다.

4. 결과 및 해석

가. 어머니의 인구학적 배경에 따른 후속출산 계획

패널아동 만 3세시기에 어머니의 20.2%가 후속출산을 하겠다고 응답했다. 어머니의 후속 출산 계획은 아동의 성별 보다는 아동의 출생순위, 어머니의 학력, 가구소득 수준에 따라 유의미한 차이가 있었다. 패널아동이 첫째일 경우 후속 출산을 하겠다는 경우가 35.6%로 높았으나 둘째 이상은 10% 미만으로 나타났다. 어머니의 학력이 대졸 이상일 때 후속 출산을 하겠다는 비율이 17.9%로 전문대졸 이하의 학력을 가진 어머니보다 낮게 나타났다. 월평균 가구소득이 300만원 이하일 때 후속 출산을 하겠다는 비율이 23.1%로 더 높은 가구소득을 가진 경우보다 출산하겠다는 응답의 비율이 높았다.

〈표 VI-2-2〉 인구학적 특성별 후속 출산 계획 비교

단위: %(명)

| 구분 | 낳겠음 | 낳지 않겠음 | 잘 모름 | 계(수) | $\chi^2(df)$ |
|-----------|------|--------|------|-------------|--------------|
| 전체 | 20.2 | 72.7 | 7.2 | 100.0(1701) | |
| 아동 성별 | | | | | |
| 남 | 19.6 | 73.9 | 6.4 | 100.0(871) | 2.02(2) |
| 여 | 20.7 | 71.3 | 8.0 | 100.0(830) | |
| 출생 순위 | | | | | |
| 첫째 | 35.6 | 55.0 | 9.4 | 100.0(789) | 263.3(4)* |
| 둘째 | 6.8 | 87.2 | 6.0 | 100.0(719) | |
| 셋째 이상 | 6.7 | 90.7 | 2.6 | 100.0(193) | |
| 모 학력 | | | | | |
| 고졸이하 | 20.2 | 74.8 | 5.0 | 100.0(516) | 13.0(4)* |
| 전문대졸 | 24.3 | 68.6 | 7.1 | 100.0(440) | |
| 대졸이상 | 17.9 | 73.3 | 8.8 | 100.0(739) | |
| 가구소득 | | | | | |
| 300만원 이하 | 23.1 | 71.0 | 5.9 | 100.0(692) | 15.1(6)* |
| 301-400만원 | 15.7 | 74.3 | 10.0 | 100.0(409) | |
| 401-530만원 | 20.6 | 73.9 | 5.6 | 100.0(287) | |
| 531만원이상 | 19.1 | 73.1 | 7.8 | 100.0(309) | |

주: 낳겠음은 임신중을 포함함.

* $p < .05$.

나. 어머니의 개인 심리특성, 가정환경자극 수준과 후속출산 계획과의 관계

후속 출산 계획에 영향을 미치는 자녀 출생 순위, 어머니 교육수준, 가구소득 수준의 영향력을 보정하고 어머니의 후속 출산 계획에 따른 어머니의 심리특성과, 가정환경 자극수준을 비교한 결과 낳겠다고 응답한 집단에서 낳지 않겠다고 응답하거나 잘 모르겠다고 한 집단에 비해 자아존중감과 가정환경 자극 수준이 가장 높았고, 부정적 자아효능감과 우울 수준은 더 낮은 것으로 나타났다. 그러나 가정환경자극 수준은 어머니의 후속 출산 계획에 따라 차이나지 않는 것으로 나타나 직접적인 연관성은 없을 수 있다고 판단되었다.

〈표 VI-2-3〉 후속 출산 계획과 어머니 심리특성 및 가정환경 자극수준 비교

단위: 평균점수

| 구분 | 낳겠음 (n= 343) | 낳지 않겠음 (n= 1236) | 잘 모름 (n= 122) | F(df) |
|-----------|-----------------|---------------------|------------------|----------|
| 자아존중감 | 37.07 | 36.17 | 36.01 | 3.15(2)* |
| 부정적 자아효능감 | 9.14 | 9.44 | 9.63 | 1.78(2) |
| 우울 | 11.40 | 11.99 | 12.25 | 2.48(2)+ |
| 가정환경 자극 | 48.80 | 48.42 | 48.54 | 0.79(2) |

주: 자녀 출생순위, 어머니 교육수준, 가구소득수준의 효과를 보정함.

+ $p = .08$, * $p < .05$.

다. 어머니의 개인 심리 특성과 가정환경자극 수준간의 상호작용이 후속출산계획과의 상관성

어머니의 부정적 자아효능감은 우울수준과 강한 양의 상관관계를 보였으며 자아존중감과는 강한 음의 상관관계를 보였다. 한편 가정환경 자극수준은 부정적 자아효능감과 우울 수준과 역방향의 상관관계를 보였고 자아존중감과는 정방향의 상관관계를 나타냈다. 즉 어머니의 다양한 개인 심리적 특성은 서로 상관관계가 있었으며 가정환경자극 수준과도 유의한 상관성을 나타냈다.

〈표 VI-2-4〉 어머니 심리특성과 가정환경 자극수준 간의 상관성

단위: 상관계수

| 구분 | 자아존중감 (n=1682) | 부정적 자아효능감 (n=1687) | 우울 (n=1695) |
|-----------|-------------------|-----------------------|----------------|
| 자아존중감 | - | -0.532* | -0.542* |
| 부정적 자아효능감 | -0.532* | - | 0.602* |
| 가정환경 자극 | 0.154* | -0.129* | -0.126* |

* $p < .05$.

가정환경자극 수준의 점수 분포가 우측으로 치우친 경향이 있어 상중하 집단으로 구분하여 집단별 어머니의 개인 심리적 특성의 수준을 살펴보았다. 가정환경자극 수준별로 어머니의 심리특성을 비교한 결과, 가정환경 자극 수준이 높은 집단에서 어머니의 자아존중감이 높고 부정적 자아효능감과 우울 수준은 낮게 나타나 낮은 가정환경 자극 수준과 어머니의 부정적인 심리상태가 연관성이 있음을 시사했다.

〈표 VI-2-5〉 가정환경 자극수준별 어머니 심리특성 비교

단위: 평균점수

| 구분 | 가정환경 자극수준 | | | F |
|-----------|---------------|---------------|---------------|--------|
| | 하 (n= 531) | 중 (n= 913) | 상 (n= 256) | |
| 자아존중감 | 35.11 | 36.97 | 36.72 | 17.60* |
| 부정적 자아효능감 | 9.85 | 9.25 | 8.98 | 10.80* |
| 우울 | 12.54 | 11.67 | 11.30 | 8.85* |

주: 가정환경자극 수준의 25%tile, 75%tile값인 47점, 52점을 기준으로 가정환경 자극수준을 3 집단으로 구분함.

자녀 출생순위, 어머니 교육수준, 가구소득수준의 효과를 보정함.

* $p < .05$.

본 연구에서 활용된 자료는 동일시점에 측정되었기 때문에 가정환경자극 수준과 어머니의 개인심리적 특성의 인과관계를 밝히기에는 부적절 하다. 그러나 선행연구를 바탕으로 두 변인의 연관성을 추론해 보면 다음과 같이 정리할 수

있다. 첫째 어머니가 심리적으로 우울하고 자아존중감이 낮은 경우 자녀 양육에 있어서도 소극적일 수 있어 보다 적극적으로 가정환경을 돌보지 못해 가정환경자극 수준이 떨어질 수 있다. 둘째 자녀를 양육하는 가정환경이 열악하여 어머니가 자녀를 양육하는 데에 있어 자아효능감이 떨어지고 그 결과 어머니의 자아존중감이 저하되거나 우울해질 수 있다. 이와 같은 두 변인 간의 쌍방향 또는 피드백 구조의 연결 가능성은 위 분석 결과에서도 관찰되어 어머니 개인 심리적 특성과 가정환경자극 수준은 인과성의 선후를 파악할 수 없는 유기적인 관계로 판단할 수 있다.

라. 가정환경자극과 어머니의 개인 심리적 특성의 상호작용이 후속출산계획에 미치는 영향

가정환경자극수준이 어머니의 후속출산 계획에 직접적 영향은 미치지 않으나 어머니의 개인 심리적 특성과 밀접한 상관성을 가지고 있어 가정환경자극수준에 따라 후속출산 계획에 대해 개인 심리적 특성이 미치는 영향력이 상이한지 살펴보고자 하였다. 후속출산 계획에 대해 어머니의 심리특성이 미치는 영향을 가정환경 자극수준에 따라 로지스틱 회귀분석으로 분석한 결과는 다음 <표 VI-2-6>와 같다.

우선 어머니의 자아존중감이 낮은 경우 자아존중감이 높은 집단에 비해 가정환경 수준이 높거나 낮은 집단 모두에서 동일하게 후속출산을 하겠다는 비율은 상대적으로 더 적었다. 한편 가정환경 자극수준에 따라 자아존중감이 낮은 어머니 집단의 후속출산 계획을 비교해 보면, 가정환경 수준이 낮은 집단에서 어머니의 자아존중감이 낮을 때 '후속출산을 하자 않겠다' 또는 '모르겠다'라고 응답한 비율은 83.8%인데 반해 가정환경 수준이 높은 집단에서는 후속출산에 부정적인 견해가 있는 경우가 85.3%로 더 높게 나타났다.

이와 같은 분포에 대해 후속 출산 계획의 영향요인으로 밝혀진 자녀 출생순위, 어머니의 교육수준, 가구소득수준의 효과를 보정하여 출산단절의 위험비를 분석한 결과는 다음과 같다.

어머니의 자아존중감이 낮을 때 자아존중감이 높은 집단보다 후속출산이 단절될 수 있는 위험비는 가정환경 자극수준이 낮을 때 1.38배 높았고, 가정환경 자극수준이 높을 때 1.83배 높게 나타났다. 이는 어머니의 자아존중감에 따른 출산 단절의 위험이 가정환경에 따라 차이 날 수 있음을 의미한다.

〈표 VI-2-6〉 어머니의 자아존중감과 가정환경 자극수준이 후속 출산 계획에 미치는 영향

단위: 명(%), 오즈비

| 가정환경 | 자아존중감 | 후속출산 하겠음 | 후속출산 않겠음/모름 | 계 | 출산 단절 위험비 (95% 신뢰구간) |
|------|-------|-------------|----------------|-----|-------------------------|
| 하 | 상 | 72(19.3) | 301(80.7) | 373 | 1.0 |
| | 하 | 25(16.2) | 129(83.8) | 154 | 1.38(0.81 - 2.35) |
| 상 | 상 | 209(22.0) | 741(78.0) | 950 | 1.0 |
| | 하 | 30(14.7) | 174(85.3) | 204 | 1.83(1.18 - 2.86) |

주: 자녀 출생순위, 어머니 교육수준, 가구소득수준의 효과를 보정함.
가정환경자극 수준의 25%tile값인 47점을 기준으로 2집단으로 구분함.
자아존중감 총점의 25%tile 미만(32점)을 문제 집단으로 정의함.

* $p < .05$.

어머니의 우울감이 높은 경우 후속출산에 대해 부정적인 견해가 가정환경 수준에 따라 82.4%, 82.8%로 나타나 우울감이 낮은 집단에 비해 공통적으로 후속출산에 대해 부정적으로 나타났다(80.9%, 77.5%). 후속 출산 계획에 영향을 미치는 자녀 출생순위, 어머니 교육수준, 가구소득수준의 영향력을 보정하였을 때 우울한 어머니에게서 후속출산에 대해 부정적인 견해를 가질 위험은 우울하지 않은 어머니 보다 가정환경 자극수준이 낮은 집단에서 1.2배, 가정환경 자극수준이 높은 집단에서 1.4배로 나타났다. 어머니의 우울감이 후속출산 계획에 미치는 부정적인 영향력 역시 가정환경 자극 수준에 따라 다르게 나타났다.

〈표 VI-2-7〉 어머니의 우울감과 가정환경 자극수준이 후속 출산 계획에 미치는 영향

단위: 명(%), 오즈비

| 가정환경 | 우울 | 후속출산 하겠음 | 후속출산 않겠음/모름 | 계 | 출산 단절 위험비 (95% 신뢰구간) |
|------|----|-------------|----------------|-----|-------------------------|
| 하 | 상 | 33(17.7) | 154(82.4) | 341 | 1.0 |
| | 하 | 65(19.1) | 276(80.9) | 187 | 1.20(0.73 - 1.98) |
| 상 | 상 | 58(17.2) | 280(82.8) | 338 | 1.0 |
| | 하 | 186(22.5) | 642(77.5) | 828 | 1.41(1.00- 2.00) |

주: 자녀 출생순위, 어머니 교육수준, 가구소득수준의 효과를 보정함.
가정환경자극 수준의 25%tile값인 47점을 기준으로 2집단으로 구분함.
우울문항의 총점이 14점 이상이면 경증등도의 우울상태를 의미함.

* $p < .05$.

어머니의 부정적 자아효능감이 후속출산 계획에 미치는 영향력은 우울감의 영향력과 유사하게 나타났다. 어머니의 자아효능감이 좋지 못할 때 후속출산에 대한 부정적인 견해를 가진 경우가 가정환경 수준에 따라 81.8%, 83.7%로 나타나 자아효능감이 긍정적인 집단에 비해 공통적으로 후속 출산에 대해 부정적으로 나타났다(80.9%, 77.2%). 후속 출산 계획에 영향을 미치는 자녀 출생순위, 어머니 교육수준, 가구소득수준의 영향력을 보정하였을 때 부정적 자아 효능감을 갖고 있는 어머니에게서 후속출산에 대해 부정적인 견해를 가질 위험은 긍정적 자아 효능감을 갖고 있는 어머니 보다 가정환경 자극수준이 낮은 집단에서 1.2배, 가정환경 자극수준이 높은 집단에서 1.4배로 나타났다. 즉, 어머니의 낮은 자아효능감이 후속출산 계획에 미치는 부정적인 영향력 역시 가정환경 자극 수준에 따라 차이가 있었다.

〈표 VI-2-8〉 어머니의 부정적 자아효능감과 가정환경 자극수준이 후속 출산 계획에 미치는 영향

단위: 명(%), 오즈비

| 가정환경 | 부정적 효능감 | 후속출산 하겠음 | 후속출산 않겠음/모름 | 계 | 출산 단절 위험비 (95% 신뢰구간) |
|------|------------|-------------|----------------|-----|-------------------------|
| 하 | 상 | 38(18.2) | 171(81.8) | 209 | 1.0 |
| | 하 | 60(19.1) | 256(80.9) | 315 | 1.23(0.76 - 2.00) |
| 상 | 상 | 55(16.3) | 283(83.7) | 338 | 1.0 |
| | 하 | 188(22.8) | 636(77.2) | 824 | 1.44(1.01- 2.06) |

주: 자녀 출생순위, 어머니 교육수준, 가구소득수준의 효과를 보정함.
가정환경자극 수준의 25%tile값인 47점을 기준으로 2집단으로 구분함.
부정적 자아효능감 총점의 75%tile 이상(11점)을 문제 집단으로 정의함.

* $p < .05$.

후속 출산 계획에 대한 어머니의 개인 심리적 특성과 가정환경 자극 수준의 상호작용 분석 결과를 정리하면 다음과 같다. 어머니의 심리 특성에 따라 다소 영향력 크기에 차이가 있으나 공통적으로 가정환경자극 수준이 낮을 때보다 높을 때에 후속출산에 미치는 개인의 부정적 심리 특성의 영향력이 상대적으로 더 크게 나타났다. 특히 자아 존중감이 낮은 어머니들의 경우 가정환경 자극수준이 높을 때에 가정환경 자극수준이 낮을 때보다 출산 단절을 더 많이 생각하는 것으로 나타났다.

5. 결론 및 제언

가. 요약 및 결론

본 연구는 선행연구에서 후속출산 계획에 어머니 개인의 심리 특성과 가정환경 자극이 영향을 줄 수 있다는 예측을 토대로 이들의 종합적인 영향력을 살펴보고자 하였다. 여기서는 본 연구의 결과를 간략하게 요약하고, 이를 바탕으로 후속출산에 영향을 미치는 어머니의 개인심리특성과 가정환경자극에 대해 논의하겠다.

우선 본 연구의 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 어머니의 심리적 특성에 따라 후속출산 계획에 유의미한 차이가 있는 것으로 나타났으나 가정환경 자극 수준은 후속출산과 직접적인 연관성을 보이지 않았다. 둘째, 어머니의 심리적 특성과 가정환경 자극수준은 연관성이 있었고 가정환경 자극수준이 낮을수록 어머니는 부정적인 심리상태를 보였다. 셋째 가정환경 자극수준별로 후속출산 경향에 대한 어머니의 개인 심리 특성의 영향력을 비교 분석한 결과, 가정환경 자극 수준이 낮을 때보다 높을 때에 후속 출산 단절을 결정하게 하는 어머니의 부정적 심리상태의 영향력이 상대적으로 더 크게 나타났다. 즉, 가정환경자극의 수준은 높으나, 이에 비해 상대적으로 어머니의 심리적 상태가 불안정한 경우에 후속출산을 하지 않겠다는 의사가 높게 나타났다. 또한 어머니의 자아효능감이나 우울감보다는 자아존중감이 후속출산에 미치는 영향력이 상대적으로 더 클 수 있는 것으로 나타났다.

이상과 같은 결과를 토대로 본 연구에서 나타난 시사점을 제시하면 다음과 같다. 우선 임현주(2013), 송영주 외(2011) 등의 선행연구에서 후속출산 계획을 결정짓는 변인으로 어머니의 개인 심리적 특성의 영향력이 나타난다는 결과와 본 연구의 결과는 상당부분 일치한다고 볼 수 있다. 그러나 가정환경자극이 직접적으로 후속출산과 연관성을 보이지 않아서, 가정 양육환경의 직접적인 영향력을 제시하지는 못하였다. 그러나 본 연구에서 어머니의 부정적인 심리적 특성과 낮은 가정환경수준 간의 유의미한 연관성이 관찰되어 두 변인 간의 인과관계를 단정적으로 파악하는 것은 무리가 있으나, 후속 출산 계획에 대한 두 변인 간의 피드백(양성 되먹임) 구조가 예상되었다. 즉 어머니가 심리적으로 우울하고 자아존중감이 낮을 때 자녀 양육에 소극적이 되어 자녀의 발달을 자극

할 만한 양육 환경을 잘 구성하지 못하거나 자녀를 양육하는 가정환경이 열악하여 어머니가 자녀를 양육하는 데에 있어 자아효능감이 떨어지고 그 결과로 어머니의 자아존중감이 저하되거나 우울해질 것으로 두 변인간의 관계를 추론할 수 있었고, 어머니의 부정적 심리상태와 좋지 못한 가정환경 자극 수준은 상호작용을 일으켜 후속출산에 대해 가장 부정적인 견해를 갖게 할 것으로 예상가능하다.

다음으로 가정환경 자극수준별로 후속출산 경향에 대한 어머니의 개인 심리적 특성의 영향력을 분석한 결과에서 어머니의 개인심리적 특성이 부정적인 상태에서는 가정환경자극 수준이 낮을 때보다 높을 때에 후속출산 단절을 보다 더 많이 결정한다는 사실을 보여주었다. 즉, 가정환경자극 수준이 높으나, 어머니의 부정적 심리상태가 함께 나타날 때, 후속출산에 대한 의지가 상대적으로 약하다는 것을 의미한다고 볼 수 있다. 이는 일반적으로 가정환경이 좋지 않았을 때에 어머니의 부정적인 심리상태가 더 심각하게 출산 단절의 위험을 불러일으킬 것으로 예상한 바와는 다른 결과로, 가정환경이 좋을 때에 어머니의 부정적 심리상태가 출산 단절을 초래할 위험이 더 클 수 있음을 시사하였다.

이와 같은 결과는 어머니가 심리적으로 긍정적인 상태가 가정의 양육환경과 연관성은 깊으나 후속출산계획에 미치는 어머니의 개인 심리 특성의 영향력은 가정환경 수준의 영향력과 단순한 합의 관계로 설명가능하기 보다는 가정환경 수준과 개인 심리상태가 여성을 둘러싼 여러 환경들과 복합적으로 작용하여 후속출산 계획에 작용한다는 것으로 볼 수 있다. 예를 들어 본 연구에서는 부정적 심리상태를 가진 어머니는 후속출산에도 부정적인 견해를 보였다. 그런데 가정환경 수준을 함께 고려하면, 가정환경이 좋을 때 어머니의 개인 심리적 특성이 후속출산에 미치는 영향력이 더 크게 나타났다. 이는 가정환경이 좋지 않을 때는 개인의 심리상태가 상대적으로 후속 출산을 결정짓는 주요 변인으로 작용하지 않으나 가정환경이 특정 수준 이상일 때 개인의 심리상태가 후속출산을 결정하는 데 보다 적극적으로 반영될 수 있음을 의미한다.

이와 같은 분석결과는 부모가 고소득계층/전문직이어도 후속출산계획이 높지 않다는 최근 연구결과와 동일한 맥락에서 해석 될 수 있다(이진화 외, 2012). 본 연구결과도 경제적인 여건이 어느 정도 충족되어 가정환경 수준이 높고 자아실현의 욕구를 가진 어머니들은 자신의 심리상태에 민감하게 반응하며 이를 존중하여 후속 출산을 결정하는 경향이 있지만 경제적 여건이 좋지 못한 경우

어머니 자신의 심리적 상태 보다는 다른 양육 여건을 더 많이 고려하는 것으로 해석할 수 있다.

마지막으로 본 연구 대상 어머니 중 소득수준이 낮은 집단에서 상대적으로 우울감, 부정적 자아효능감이 높고 자아존중감이 낮은 현상이 관찰되었다. 이는 소득수준이 높은 집단에서는 전반적으로 어머니가 우울감이나 부정적 자아효능감, 낮은 자아존중감을 상대적으로 덜 느낀다고 볼 수 있다(임현주, 2013; 임현주·이대균, 2013). 그러나 소득수준이 비교적 높은 집단에서 가정환경자극이 적절하여도 심리적으로 긍정적인 상태가 유지되지 않을 때, 후속출산계획이 낮다는 결과에서 미루어보면, 후속출산의 여부를 결정하는 어머니의 판단은 단순히 개인의 심리 상태와 가정 여건을 독립적으로 고려하기 보다는 가정 여건에 따라 결정되는 절대적인 개인의 심리적 상태와 더불어 상대적으로 분화되는 개인 심리상태의 영향력을 모두 고려하는 복합적인 양상을 띠는 것으로 보인다.

나. 정책 제언

우리나라의 저출산으로 인한 사회적 어려움을 타개하기 위해 여러 관점에서 연구가 진행되어 왔지만 경제적 여건, 어머니의 취업여부, 어머니의 우울감 등으로 대표된 개인 심리적 상태의 영향력을 단편적으로 분석한 논문이 많았다. 그러나 본 연구에서는 어머니의 심리적 만족 상태가 후속 출산 계획에 미치는 영향력이 가정환경 자극 수준에 의해 차별화 될 수 있음을 보여주었다. 이와 같은 결과를 토대로 몇 가지 정책적 제언을 하고자 한다.

첫째, 현대 우리사회의 여성들이 후속 출산을 결정할 때에 자신의 가정 여건에 따라 자신의 심리적 만족상태에 대해 반응하는 정도가 다르기 때문에 어머니의 다양한 개인특성과 가정 여건을 고려한 출산 장려정책이 마련되어야 할 필요성을 제기하였다. 이를 테면 가정형편이 일정 수준 이상인 경우 어머니는 자신의 업무성취도, 자아실현의 욕구를 보장받을 수 있다고 판단될 때에 후속 출산에 긍정적인 견해를 보이고 있다. 특히 고소득/전문직의 경우에는 경제적인 지원 정책보다는 여성이 일-가정 양립으로부터 오는 심리적인 안정감을 취할 수 있도록 사회적으로 지지하는 정책방안 마련과 함께 백화점식 나열 형태의 일괄적인 출산 및 육아정책을 지양하고 맞춤형 정책을 개발하는 것이 필요하다(Gerber & Perelli-Harris, 2012; Wong, Tang, & Ye, 2010).

둘째, 가정환경자극이 직접적으로는 후속출산과 관련성은 없으나, 가정환경자

극과 개인심리적 특성이 상호 작용하여 어머니의 후속출산을 결정하는 데 영향을 줄 수 있는 것으로 예측됨으로 영유아를 양육하는 데 적합한 가정 양육환경을 마련할 수 있는 정책적 방안을 강구해야 한다. 일-가정을 양립해야 하는 취업모 뿐만 아니라 자녀를 양육하는데 필요한 가정환경을 조성하기 위한 양육 및 육아 지식이 부족한 어머니들을 위해 가정의 친양육환경 조성을 지원하는 방안 마련이 필요하다는 것이다(Duvander, Lappegård, & Andersson, 2010; Wong et al, 2010). 현재 일부 시도에서 시행하고 있는 보육반장과 같은 제도를 도입하여, 정부와 각 지자체에서 시행하는 제도적 측면의 지원 외에도 자녀 양육을 위한 가정환경자극을 풍부하게 조성할 수 있도록 도와주어야 한다. 이는 어머니가 양육에 대한 부담을 덜어줄 뿐만 아니라 양육을 지원할 수 있는 인력을 활용할 수 있다는 측면에서도 고려해 볼 수 있는 정책방안이다.

셋째, 어머니의 개인심리적 특성이 후속출산에 영향을 미친다는 것은 본 연구와 선행연구들의 공통된 결과이다. 어머니의 자기효능감, 자아존중감, 우울 등은 개인적인 측면의 특성이다. 그러나 어머니의 개인심리적 특성이 불안정할 때, 양육효능감이 저하되고 자녀들과의 상호작용에도 부정적인 영향을 미친다(이정림 외, 2011). 이는 궁극적으로는 자녀 양육에 대한 의지를 상실하게 하고 부정적인 부모됨을 갖게 하는 원인으로 작용하여 바람직한 부모로서 역할을 수행하는데 영향을 주는 등 연쇄적으로 부정적인 결과와 원인으로 작용한다. 따라서 출산과 양육을 긍정적이고 기쁨으로 받아들이고 보다 적극적으로 부모 역할을 수행할 수 있도록 모성의 육체적·심리적 건강의 건전한 발달을 지원하는 정책적 방안이 필요하다. 즉, 출산과 양육으로 인한 우울증, 일-가정 양립에서 오는 스트레스로 인한 자아효능감과 존중감의 저하 등을 방지하기 위해 각 지자체 모성지원서비스 정책으로 전문상담사를 배치하여 활용하는 것과 혼자만이 경험하는 일이 아님을 알고 어려움을 공유할 수 있도록 다가가는 부모교육을 수립하여 시행하는 등의 정책적인 고려가 필요하다.

후속출산을 위한 의사결정의 중심에는 여성이 위치하고 있다. 사회경제활동을 하고자 하는 여성의 일-가정 양립에서 출산이 부담이 되지 않기 위해서는 직장과 가정에서 모두 안심하고 양육할 수 있는 양육친화적인 환경이 구성되어야 한다. 이를 위해 정부가 시행하는 여러 정책들은 앞서 언급한 바와 같이 사회경제적인 측면에서는 많이 이루어지고 있으나, 출산의 핵심지역인 가정을 중심으로 한 안전한 양육환경을 구성하는 데는 아직까지 적절한 정책을 마련하고

있지 못한 실정이다. 이는 가정은 개인적인 차원의 영역으로 간주되기 때문으로 이해된다. 그러나 출산은 이제 개인의 차원에서 벗어난 국가적·사회적 책무이다. 따라서 가정에서 양육 환경 조성을 위해서 국가와 사회가 보다 더 관심을 갖고 이를 지원해 줄 수 있는 다양한 정책적 방안을 모색해야 할 시점이다.

본 연구는 어머니의 개인심리적 특성과 가정환경자극이 후속출산계획에 미치는 영향력을 분석하면서 한자녀를 둔 어머니의 후속출산을 위해 어머니 본인과 어머니와 자녀 양육에 1차적인 영향을 미치는 가정환경자극의 역할을 살펴보고자 하였다. 본 연구를 진행하면서 나타난 한계점을 제시하면, 우선 한국아동패널에서 연구대상을 추출한 결과, 이미 2~3명 이상의 자녀를 출산한 케이스가 다수 포함되어 있어서 후속출산계획을 살펴보는 데 한계가 있었다. 다음으로 가정환경자극을 측정하는 과정에서 각 영역별 점수를 집단별로 분류하는 기준이 높게 나타나서, 각 영역별로 1문제가 낮은 점수를 받아도 하집단으로 분류되는 경향이 있었다. 이와 같은 본 연구의 한계점을 넘어서서 추후 연구에서는 연구대상의 추출을 엄격하게 진행할 필요성이 있다.

참고문헌

- 강은미·김승규(2011). 맞벌이 남편과 아내의 양육스트레스와 보육서비스만족도가 추가자녀 출산의도에 미치는 영향. **육아지원연구**, 6(1), 67-88.
- 곽금주·김정민·유제민(2007). 만3세 아동에 대한 빈곤, 부모변인, 가정환경 및 아동발달과의 관계. **한국심리학회지:발달**, 20(3), 83-98.
- 김수정·곽금주(2013). 3세 아동의 가정환경 자극과 발달 수준이 7세 아동의 지능발달에 미치는 영향. **한국심리학회지: 발달**, 26(4), 41-57.
- 김숙령·이선희(2006). 가정환경 및 어머니 양육태도와 주의력 결핍·과잉행동 계획과의 관계. **인간발달연구**, 13(1), 1-13.
- 김은설·도남희·왕영희·송요현·이예진·정영혜·김영원(2012). **한국아동패널 2012**.

서울: 육아정책연구소.

- 김정민·곽금주(2007). 취학전 빈곤아동에 대한 부모, 가정환경자극, 사회적 지원의 영향력 탐색. **아동학회지**, 28(2), 305-317.
- 김혜경·조성연(2002). 가족형태에 따른 가정환경(HOME)과 유아의 사회·정서적 발달. **한국가족복지학**, 7(2), 3-16.
- 문경자·오경주(1995). 어머니의 우울과 아동의 부적응간의 관계: 모-자 상호행동 관찰연구. **한국심리학회지:임상**, 14(1), 41-55.
- 박은혜(2013). **유아교사론**. 서울: 창지사.
- 박희숙(2008). 유아 학습행동 관련 변인의 인과적 구조 분석: 가정의 사회경제적 배경과 가정환경 자극을 중심으로. **열린유아교육연구**, 13(6), 335-351.
- 설경옥·문혁준(2011). 취학전 유아의 가정환경 자극 및 양육효능감과 가족건강성과의 관계. **한국보육지원학회지**, 7(1), 23-40.
- 송영주·이주옥·김춘경(2011). 어머니의 취업여부에 따른 후속출산계획 관련 심리사회적 요인 탐색. **열린유아교육연구**, 16(3), 185-206.
- 안은진·최효진·유계숙(2007). 성별과 세대에 따른 부모됨의 동기 및 저출산 현상에 대한 인식. **한국가정관리학회지**, 25(6), 1-13.
- 염명배·김경미(2011). 군집포집을 통한 저출산 원인 및 정책수요도출. **경제연구**, 29(1), 163-190.
- 이금재(1998). 우울과 관련된 학위논문 분석. 가천대학교 논문집, 19(2), 605-634.
- 이미란(2010). 기혼 여성이 처한 환경적 요인이 자녀에 대한 가치관과 출산 행태에 미치는 영향. **한국가족관계학회지**, 15(1), 99-121.
- 이복순·정윤태·이훈희(2010). 저출산 원인에 관한 연구. **한국사회혁신학회보**, 1(1), 37-59.
- 이윤주·김진숙(2012). 영유아기 자녀를 둔 기혼여성의 양육스트레스와 우울의 관계: 자아존중감 안정성의 조절효과와 매개효과. **상담학연구**, 13(5), 2229-2249.
- 이정림·최은영·도남희·송신영·왕영희·정영혜(2011). **한국아동패널 2011 사업 보고서**. 서울: 육아정책연구소.
- 이정원(2009). 유아녀 취업여성의 후속출산 의도 결정: 경로분석-가치관적 요인

- 을 중심으로. **사회복지연구**, 40(1), 323-351.
- 이정원·유해미·김문정(2014). 1명의 영유아 자녀를 둔 취업모의 후속출산계획에 영향을 미치는 요인. **육아정책연구**, 8(1), 47-80.
- 이진화·조하나·최혜윤(2012). 모의 후속출산계획에서 한자녀 취업모의 일반적 변인에 따른 차이와 부모됨이 미치는 영향. **육아정책연구**, 6(1), 125-141.
- 임현주(2013). 경제관련 변인 및 자녀의 기본생활습관과 어머니의 자아존중감이 어머니의 양육스트레스에 미치는 영향. **유아교육연구**, 33(4), 197-215.
- 임현주(2014). 영아의 기질과 어머니의 긍정적인 양육방식 간의 관계에서 어머니 부정적 심리변인의 매개 효과. **육아정책연구**, 8(1), 1-24.
- 임현주·이대균(2013). 부부특성 및 사회적 지원과 어머니의 심리적 특성이 후속출산에 미치는 효과: 모의 취업과 후속출산계획 여부에 따른 다중집단 분석. **유아교육연구**, 33(2), 121-144.
- 임현주·이대균·최항준(2011). 친지의 사회적 지원, 부모특성, 어머니 심리적 특성이 후속출산계획에 미치는 변인탐색. **유아교육연구**, 31(6), 167-189.
- 장영애(1997). 아동 및 가정의 특성에 따른 취학전 아동 가정의 가정환경자극 분석. **대한가정학회지**, 35(4), 15-30.
- 정미라·홍소영·박수경(2013). 첫 자녀를 둔 가구의 후속출산에 영향을 미치는 변인 탐색. **유아교육연구**, 33(1), 259-277.
- 정옥분·김경은·박연정(2006). 청소년의 창의성과 자아존중감 및 자기효능감과의 관계. **한국인간발달학회지**, 13(1), 35-60.
- 조복희, 신나리, 안재진, 이정림, 송신영(2009). **한국아동패널 2009**. 서울: 육아정책연구소.
- 조성연(2007). 대학생의 부모됨의 동기에 대한 부모됨의 의미와 감정이입 및 자아존중감과의 관계. **아동학회지**, 28(3), 219-233.
- 차승은(2008). 부모역할의 보상/비용과 둘째 자녀 출산계획. **사회복지정책**, 33(6), 111-134.
- 최정아·이승연(2008). 결혼이민자 가정의 가정환경과 유아의 사회적 능력 간의 관계. **교육과학연구**, 39(1), 19-43.

- 최효식·연은모·윤영·홍운정(2013). 영유아기 자녀를 둔 어머니의 심리적 특성 유형에 영향을 미치는 개인, 가정, 사회 환경 변인 분석 -잠재프로파일 분석을 적용하여-. *한국영유아보육학*, 83, 51-75.
- 통계청(2014. 2. 27). 2013 출생·사망통계(잠정) 보도자료.
- 한국교육심리학회(2000). *교육심리학용어사전*. 서울: 학지사.
- 한명숙(2013). 가정환경자극 및 모-자 상호작용과 유아의 상호작용적 또래놀이 간의 관계구조분석. *한국보육지원학회지*, 9(2), 311-330.
- Bradley, R. H. (1993). children's home environment, health, behavior, and intervention efforts: A review using the HOME Inventory as a marker measure. *Genetic, Social & General Psychology Monography*, 119(4), 437-490.
- Bradley, R. H., Caldwell, B. M., & Corwyn, R. F. (2003). The child care HOME inventories: Assessing the quality of family child care homes. *Early Childhood Research Quarterly*, 18(3), 294-309.
- Bradley, R. H., McKelvey, L. M., & Whiteside-Mansell, L. (2011). Does the quality of stimulation and support in the Home environment moderate the effect of early education programs? *Child Development*, 82(6), 2110-2122.
- Bratti, M., & Tatsiramos, K. (2012). The effect of delaying motherhood on the second childbirth in Europe. *Journal of Population Economics*, 25(1), 291-321.
- Caldwell, B. M., & Bradley, R. H. (2003). *Home inventory administration manual*. University of Arkansas for Medical Sciences.
- Conger, R. D., & Donnellan, M. B. (2007). An interactionist perspective on the socioeconomic context of human development. *Annual Review of Psychology*, 58, 175-199.
- Duvander, A. Lappegård, T., & Andersson, G. (2010). Family policy and fertility: fathers' and mothers' use of parental leave and continued childbearing in Norway and Sweden. *Journal of European Social Policy*, 20(1), 45-57.

- Gerber, T. P., & Perelli-Harris, B. (2012). Maternity Leave in Turbulent Times: Effects on Labor Market Transitions and Fertility in Russia, 1985-2000, *Social Forces*, 90(4), 1297-1322.
- Jaffee, S. (2007). Sensitive, stimulating caregiving predicts cognitive and behavioral resilience in neurodevelopmentally at-risk infants. *Development and Psychopathology*, 19(3), 631-647.
- Lee, M. J., Kim, K. H., & Lee, J. Y. (2012). A longitudinal study on moderating variables for following childbirth intention. *Korean Journal of Child Education and Care*, 12(2), 265-286.
- Matysiak, A. (2009). Employment first, then childbearing: women's strategy in post-socialist Poland. *Population Studies*, 63(3), 253-276.
- Tong, S., Baghurst, P., Vimpani, G., & McMichael, A. (2007). Socioeconomic position, maternal IQ, HOME environment and cognitive development. *The Journal of Pediatrics*, 151(3), 284-288.
- Wong, C., Tang, K., & Ye, S. (2010). The perceived importance of family-friendly policies to childbirth decision among Hong Kong women. *International Journal of Social Welfare*, 20(4), 381-392.

영유아 자녀를 둔 취업모의 취업지속 결정요인에 관한 연구

박진아 (육아정책연구소 부연구위원)

1. 서론

가. 연구의 필요성 및 목적

2012년 기준 우리나라 여성의 고용률은 49.9%로 OECD 평균(2012년기준) 57.2%에 비해 낮은 수준이다. 2014년 9월 기준 55.4%로 2012년에 비해 다소 상승하였으나 여전히 OECD 회원국 평균을 밑돌고 있다. 여성의 안정적인 경제활동 참여와 일·가정 양립에 대한 관심이 높아지는 것은 세계적인 추세로(OECD, 2007), 저출산·고령화에 따른 생산가능인구 감소와 경제성장의 둔화를 해결하기 위한 정책 대안 중 하나는 여성의 경제활동 참가율을 높이는 것이다.

우리나라 여성의 고용률 특징은 20대에는 남성과 고용률이 유사하게 나타나지만 출산과 육아를 거치는 30대 이후 급격히 하락하는 경력단절현상이 두드러진다. 이후, 40대에 고용률이 상승하지만 생계형 하향 재취업 양상으로 나타나 여성 비정규직 비중이 크게 상승하고 있다. 출산과 육아로 인한 여성들의 잦은 노동시장 이탈은 노동시장에서 여성의 취약하고 열악한 지위를 야기한다. 그리고 이러한 경향은 20-30대 여성들 사이에서 혼인을 늦추고 출산을 기피하는 현상으로 이어져 저출산을 더욱 가속화시키는 요인 중 하나로 지적되고 있다.

박근혜 정부는 '여성경제활동 확대와 양성평등'을 국정과제로 제시하였다. 이는 여성의 사회·경제 참여를 확대하고 성평등 정책 추진을 강화하여 실질적인 양성평등사회를 구현하기 위한 과제로서 미래 여성인재 10만 양성, 경력단절 여성 맞춤형 일자리 제공, 유연한 일자리 확대 및 적극적인 고용개선 조치 정착 등을 주요 추진과제로 내세웠다. 또한, 일하는 여성의 임신과 출산 및 양육 전반에 걸친 정책적 지원을 위해 정부에서는 「일하는 여성을 위한 생애주기별

경력유지 지원방안」(관계부처합동, 2014. 2)을 발표하여 여성의 경력유지 및 경제활동참가를 뒷받침하고자 하고 있다. 따라서 오늘날 여성의 취업은 개인적 선택사항에서 사회적 권장사항으로 전환되고 있는 추세이다. 따라서 출산과 육아가 기혼 여성의 취업 지속과 중단에 어떤 영향을 미치는지, 기혼 여성의 취업을 지속시키는 요인들은 구체적으로 무엇인지를 상세히 분석할 필요성이 제기된다.

그동안의 취업모의 취업 지속·중단의 영향 요인을 분석한 국내 연구는 대부분 여성의 임신·출산과 및 양육 부담(박수미, 2002; 장지연·김지경, 2002), 취업모의 개인적 요인(학력, 소득 등), 가구상황 등(이재열 1996; 장서영·안선영, 2007; 최선영, 2003)을 주요 변인으로 다루었다. 또한, 일·가정 양립 정책의 확대로 인해 가족친화제도(이진경·옥선화, 2009)와 직장보육시설(김정호, 2013) 등 직장 내 제도에 따른 취업모의 취업 상태 변동에 관한 연구들이 있다. 기존의 연구들은 취업모의 개인, 가정, 직장 등에 따라 취업 상태가 변화하는 것에 관심을 가지고 분석하여 왔다. 하지만 취업모의 심리적 특성 및 지역사회 양육 환경과 관련한 변인에 관한 연구는 찾아보기 힘들다 따라서 본 연구에서는 여성의 경제활동 지속 요인을 사회경제학적 배경 외에 여성의 양육 스트레스, 아버지의 양육참여 등의 가정요인과 육아지원 서비스(개인대리양육자 이용여부, 육아지원기관의 충분성) 및 지역사회 양육 환경(지역사회의 전반적 양육 적절성, 사교육기관의 충분성) 전반에 걸쳐 중단 분석함으로써 영유아 자녀를 둔 취업모의 취업지속 결정요인을 파악하는 것을 목적으로 한다.

나. 연구문제

1. 영유아 자녀 어머니의 인구사회학적 배경(연령, 교육수준, 직종), 육아지원 서비스(개인대리양육자 이용여부, 육아지원기관의 충분성) 및 지역사회 양육 환경(지역사회의 전반적 양육 적절성, 사교육기관의 충분성)에 따라 취업중단 발생 경향은 어떻게 나타나는가?
2. 영유아 자녀 어머니의 가정 내 양육 환경요인(양육스트레스, 아버지의 양육참여)과 어머니의 심리적 특성(부부갈등, 결혼만족도, 부정적 자기효능감, 자아존중감)은 어머니의 취업 유지에 유의한 영향을 미치는가?
3. 영유아 자녀의 육아지원 서비스(개인대리양육자 이용여부, 육아지원기관의 충분성) 및 지역사회 양육 환경(지역사회의 전반적 양육 적절성, 사교육기

관의 충분성)에 따라 영유아 자녀 어머니의 취업 유지에 유의한 영향을 미치는가?

2. 연구방법

가. 분석 자료 및 연구대상

본 연구에서 사용한 자료는 제1차(2008년)부터 제5차(2012년)까지 육아정책연구소에서 조사한 한국아동패널 데이터이다. 한국아동패널은 2008년도에 출생한 신생아 가구를 대상으로 1차 조사가 이루어졌으며, 2013년 6차 조사가 완료된 상태이다. 한국아동패널에 참여한 가구들은 우리나라의 저출산 현상에 관한 연구들을 통해 밝혀지고 있는 개인, 가족, 사회, 경제 등 미시적 차원과 거시적 차원을 아우르는 복합적인 저출산 관련 요인을 고려하여, 보건복지부가 2006년 6월에 발표한 '제1차 저출산·고령화사회기본계획' 정책의 수혜자들과는 시대적인 특성을 갖는다(김은설 편, 2012). 1차 조사부터 5차 조사까지 영유아 어머니의 취업상태는 <표 VI-3-1>과 같다.

1차 조사에서 전체 조사대상에서 취업중인 어머니는 611명이었다. 2차, 3차 조사까지는 1차 조사 취업 중인 어머니보다 그 수가 줄어들었으나 4차 조사 이후에 다시 취업 중인 어머니가 늘고 있다.

<표 VI-3-1> 1차~5차 영유아 어머니의 취업 상태

| | 1차(2008) | 2차(2009) | 3차(2010) | 4차(2011) | 5차(2012) |
|---------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|
| 취업 중 | 29.4(611) | 31.4(593) | 33.3(600) | 39.9(694) | 42.5(715) |
| 학업 중 | 0.7(14) | 0.4(7) | 0.3(5) | 0.5(9) | 0.5(8) |
| 미취업/미학업 | 69.9(1,453) | 68.3(1,287) | 66.4(1,196) | 59.6(1,038) | 57.0(960) |
| 합계 | 100.0(2,078) | 100.0(1,887) | 100.0(1,801) | 100.0(1,741) | 100.0(1,683) |

본 연구에서는 전체 패널 가구 중 1차 조사 시작 당시 어머니가 취업 중이었던 611가구 중 1차년도부터 5차년도까지 취업과 미취업을 반복하지 않은, 예를 들어 2차년도에 미취업 상태에서 3차년도에 다시 취업상태인 경우 또는 이 같

은 취업과 재취업을 반복하는 경우를 제외하고 처음부터 취업상태를 지속적으로 유지하거나 한번 취업중단이 발생하면 계속 미취업상태이거나 2차년도 이후에 조사에 응답하지 않아 탈락한 가구를 포함하여 493가구의 어머니를 대상으로 한다. 1차년도부터 5차년도까지의 연구대상은 다음 <표 VI-3-2>와 같다.

<표 VI-3-2> 분석대상 패널의 취업 추이

| | 취업지속 시간 | 구간 생존율 (%) | 취업상태인 표본 수 | 구간내 표본 수 | 표본이탈 (Censoring) |
|------|------------|---------------|---------------|-------------|---------------------|
| 2008 | 1 | | 493 | 493 | |
| 2009 | 2 | 90.60 | 395 | 436 | 57 |
| 2010 | 3 | 84.35 | 345 | 409 | 84 |
| 2011 | 4 | 80.87 | 317 | 392 | 101 |
| 2012 | 5 | 75.90 | 274 | 361 | 132 |

생존분석을 위해서는 관찰시점에 영유아 어머니의 취업상태와 취업중단까지의 시간(생존시간)이 필요하다. 분석을 위해 취업의 지속성(취업중단까지의 시간) 변수는 각 년도 모의 취업상태를 통해 조작되었다. 1차년도에 데이터에서 취업중인 패널을 기준으로 시작하여 1차년도 데이터는 모두 취업지속시간을 1로 간주하고 2차년도에는 취업상태였으나 3차년도에 미취업으로 나타나면 2차년도까지 취업으로 간주하여 취업지속시간을 2로 입력하였다.

본 연구의 주된 관심은 취업 상태에 있던 어머니가 어떤 요인으로 인해 취업 상태에서 벗어나게 되었는지, 요인에 따라 생존율(취업지속)이 차이가 있는지 분석하는 것이다.

나. 사용 변수 및 분석 방법

1) 사용변수

영유아 어머니의 취업을 유지하는데 영향을 주는 요인을 찾기 위해 어머니의 취업지속시간을 종속변수로 하고 이에 영향을 주는 요인들을 독립변수로 한다.

독립변수로는 인구사회학적 배경, 육아지원 서비스, 지역사회 양육 환경, 가정 내 양육 환경요인과 어머니의 심리적 특성에 관한 각 영역별 변수를 활용하였다.

영유아 부모의 인구사회학적 배경 변수에는 어머니의 연령, 교육수준, 직종,

육아지원 서비스변수로는 개인대리양육자 이용 여부, 육아지원기관의 충분성을 지역사회 양육 환경변수로는 지역사회의 전반적 양육 적절성, 사교육기관의 충분성을 사용하였다. 가정 내 양육 환경요인으로는 어머니의 양육스트레스, 아버지의 양육참여와 어머니의 심리적 특성 변수로 부부갈등, 결혼만족도, 부정적 자기효능감, 자아존중감을 독립변수로 고려하였다.

생존분석의 특성을 고려하여, 어머니의 심리적 특성(양육스트레스, 부정적 자기효능감, 자아존중감)과 아버지의 양육참여, 부부만족도 및 지역사회 양육 환경변수(육아지원기관의 충분성, 지역사회의 전반적 양육 적절성, 사교육기관의 충분성)는 1차년도부터 5차년도 자료의 평균값을 사용하고 그 외 변수는 1차년도 자료를 분석에 사용하였다.

〈표 VI-3-3〉 분석대상 기초분석

| | | 단위: 명(%) | | | | |
|--------------|-----|----------|-------|-------|-----|-------|
| | 빈도 | 비율(%) | 평균 | 표준 편차 | 최소값 | 최대값 |
| 연령 | 492 | | 31.4 | 3.4 | 20 | 42 |
| 월평균가구소득 | 456 | | 429.3 | 155.6 | 80 | 1,300 |
| 학력 | | | | | | |
| 고졸이하 | 80 | 16.4 | | - | | |
| 초대졸 | 140 | 28.6 | | - | | |
| 대졸 | 214 | 43.8 | | - | | |
| 석사 | 49 | 10.0 | | - | | |
| 박사 | 6 | 1.2 | | - | | |
| 직종 | | | | | | |
| 관리자 | 16 | 3.5 | | - | | |
| 전문가및관련종사자 | 194 | 41.9 | | - | | |
| 사무종사자 | 164 | 35.4 | | - | | |
| 서비스종사자 | 25 | 5.4 | | - | | |
| 판매종사자 | 42 | 9.1 | | - | | |
| 기능원및관련기능종사자 | 6 | 1.3 | | - | | |
| 장치기계조작및조립종사자 | 8 | 1.7 | | - | | |
| 단순노무종사자 | 4 | 0.9 | | - | | |
| 군인 | 4 | 0.9 | | - | | |
| 종사자 지위 | | | | | | |
| 정규직/상용 | 402 | 87.4 | | - | | |
| 비정규직/임시 | 19 | 4.1 | | - | | |
| 비정규직/일용 | 7 | 1.5 | | - | | |
| 기타 | 32 | 7.0 | | - | | |

자료: 한국아동패널 1차년도(2008).

2) 분석방법¹⁸⁾

영유아 어머니의 취업 유지를 결정하는 요인을 분석하기 위해 분석방법으로는 생존분석(Survival analysis)을 이용하였다. 생존분석은 연구자가 관심이 있는 사건이 발생할 때까지의 시간이 자료로 주어진 경우 이러한 데이터를 통계적으로 분석하는 방법으로 사건을 관측할 수 없는 중도절단에 대해 고려한다는 특징을 가지고 있다. 국내의 경우 그동안 생존분석은 의학, 공학 등의 분야에서 주로 사용되어왔으나 경영학 등 사회과학 분야에서 생존분석이 시도되어 점차 그 이용이 증가하고 있는 분석방법으로 패널자료와 같이 관심이 있는 사건과 사건발생까지 걸리는 시간, 반복조사 과정 중에 나타날 수 있는 중도절단을 포함한 자료에서 매우 유용하게 이용할 수 있는 분석방법이다. 생존분석에서 가장 많이 사용하는 Kaplan-Meier 추정량은 생존분석에서 생존함수의 추정량으로 가장 널리 사용되고 있다. 여기서 개개의 생존시간들은 서로 독립적이며 중도절단은 생존시간과 독립이라고 가정한다.

중도절단자료가 없는 경우, 다음의 경험적 분포함수(empirical distribution function)를 사용하여 생존함수를 추정한다.

$$\hat{S}_n(t) = 1 - \hat{F}_n(t) = \frac{\#(t_i > t)}{n}$$

여기서, $\hat{S}_n(t)$ 은 우연속계단함수(right continuous step function)이며, 다음 공식을 이용하여 평균을 구할 수 있다.

$$\hat{\mu} = \int_0^{\infty} \hat{S}_n(t) dt.$$

Cox Proportional Hazard 모형은 생존시간이 T 라 하고 이에 영향을 주는 공변량 x_1, x_2, \dots, x_k 가 있을 때 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$h(t) = h_0(t) \exp(\beta_1 x_1 + \dots + \beta_k x_k)$$

여기서 $h(t)$ 는 공변량들을 고려했을 때의 위험함수(hazard function)이고 $h_t(t)$ 는 기저위험함수(baseline hazard function)이다.

18) 송경일·최중수(2007) SPSS15를 이용한 생존자료의 분석 내용을 중심으로 요약 정리함.

Cox Proportional Hazard 모형의 가장 큰 특징은 종속변수인 생존시간과 공변량의 관계가 위험함수를 통해서 표현된다는 것이다.

본 연구에서는 위에 설명한 Kaplan-Meier 추정량을 통해 취업모의 인구사회학적 배경에 따른 생존함수(취업지속)를 추정하고 요인에 따라 생존함수의 동일성 여부를 검정하고자 한다. 또한, Cox Proportional Hazard 모형을 이용하여 취업을 지속하는데 있어 통계적으로 유의미한 결정요인을 탐색한다.

<표 VI-3-4>~<표 VI-3-10>은 취업지속/중단 여부에 따라 493명의 어머니가 지각하는 육아지원기관의 충분성 정도, 지역사회 양육환경, 가정 내 양육 환경 요인, 어머니의 심리적 특성의 변화추이를 1차년도부터 5차년도까지 나타내는 표이다. 어머니가 지각하는 육아지원기관의 충분성 정도는 1차년도에 3.41로 나타났다. 2차년도, 3차년도, 5차년도에는 취업 중단 상태인 그룹 어머니들의 육아지원기관의 충분성이 높게 나타났다.

<표 VI-3-4> 1차~5차 지역사회의 육아지원기관 충분성 정도

| | 단위:점 | | | | |
|------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| | 1차(2008) | 2차(2009) | 3차(2010) | 4차(2011) | 5차(2012) |
| 취업중단 | | 3.44 | 3.38 | 3.09 | 3.33 |
| 취업지속 | 3.41 | 3.24 | 3.32 | 3.14 | 3.17 |

지역사회의 사교육기관 충분성 정도는 3차년도, 4차년도에 취업상태를 유지하고 있는 그룹이 취업을 중단한 그룹에 비해 지역사회내에 사교육기관이 충분하다고 응답하여 앞의 육아지원기관의 충분성과는 조사시점에 따라 다른 양상을 나타내고 있다.

<표 VI-3-5> 1차~5차 지역사회의 사교육기관 충분성 정도

| | 단위:점 | | | | |
|------|----------|----------|-------------|-------------|-------------|
| | 1차(2008) | 2차(2009) | 3차(2010) | 4차(2011) | 5차(2012) |
| 취업중단 | | 3.08 | 3.00 | 2.90 | 3.07 |
| 취업지속 | 3.29 | 3.08 | 3.13 | 2.95 | 3.05 |

지역사회 전반적 양육 적절성에 대해서는 최근의 조사로 갈수록 취업을 지속하는 그룹의 점수가 증가하는 것으로 나타났고 이는 취업을 중단한 그룹에 비해서도 높게 나타나 영유아 자녀를 둔 취업모의 취업 유지에 주요 변수로 예상할 수 있다.

〈표 VI-3-6〉 1차~5차 지역사회의 전반적 양육 적절성 정도

| | | 단위:점 | | | | |
|------|--|----------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| 구분 | | 1차(2008) | 2차(2009) | 3차(2010) | 4차(2011) | 5차(2012) |
| 취업중단 | | | 3.35 | 3.17 | 3.11 | 3.30 |
| 취업지속 | | 3.32 | 3.28 | 3.34 | 3.37 | 3.42 |

<표 VI-3-7>은 영유아 자녀를 둔 어머니가 응답한 부부갈등과 결혼만족도 정도이다. 두 변수 모두 5점 척도로 부부갈등은 3점 이하로 중간보다 낮은 수준인 것으로 나타났으며, 결혼만족도는 3.5 이상으로 중간보다 높은 수준인 것으로 나타났다. 취업을 지속하는 그룹과 취업을 중단한 그룹간의 부부갈등과 결혼만족도를 비교해보면, 취업 지속 그룹 어머니가 부부갈등은 높게, 결혼만족도는 낮게 지각하고 있는 것으로 나타나 어머니의 취업여부가 부부관계에 영향을 미칠 가능성을 시사한다.

〈표 VI-3-7〉 1차~5차 어머니의 부부갈등과 결혼만족도

| | | 단위:점 | | | | |
|-------|------|----------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| 구분 | | 1차(2008) | 2차(2009) | 3차(2010) | 4차(2011) | 5차(2012) |
| 부부갈등 | 취업중단 | | 1.83 | 1.90 | 1.99 | 2.12 |
| | 취업지속 | 1.91 | 2.02 | 2.10 | 2.05 | 2.14 |
| 결혼만족도 | 취업중단 | | 4.06 | 4.05 | 3.84 | 3.72 |
| | 취업지속 | 3.90 | 3.96 | 3.88 | 3.81 | 3.71 |

영유아 자녀를 둔 어머니의 심리적 특성 추이는 다음 <표 VI-3-8>과 같다. 2차년도에는 취업을 중단한 그룹의 부정적 자기효능감이 높게 나타났으나, 3차년도 이후부터 취업을 지속하는 그룹의 부정적 자기효능감이 취업을 중단한 그룹에 비해 높게 측정되었다. 자아존중감 또한 취업 지속 그룹의 어머니들이 취업 중단 그룹에 비해 3차년 이후 높은 것으로 나타났다.

〈표 VI-3-8〉 1차~5차 어머니의 부정적 자기효능감과 자아존중감

| | | 단위:점 | | | | |
|-----------|------|----------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| 구분 | | 1차(2008) | 2차(2009) | 3차(2010) | 4차(2011) | 5차(2012) |
| 부정적 자기효능감 | 취업중단 | | 2.33 | 2.16 | 2.16 | 2.18 |
| | 취업지속 | 2.18 | 2.20 | 2.28 | 2.26 | 2.20 |
| 자아존중감 | 취업중단 | | 2.57 | 2.51 | 3.01 | 2.95 |
| | 취업지속 | 2.54 | 2.54 | 2.54 | 3.02 | 3.03 |

어머니가 지각하는 양육스트레스는 1점~5점 척도로 측정되었으며, 취업 지속 그룹과 중단한 그룹 모두 3점 미만으로 어머니가 지각하는 양육스트레스는 중간보다 낮은 수준인 것으로 나타났다. 한편 전체 조사시점 모두에서 취업 중단 그룹의 양육스트레스가 취업 지속 그룹에 비해 다소 높게 나타났다.

〈표 VI-3-9〉 1차~5차 어머니의 양육스트레스

| 구분 | 단위:점 | | | | |
|------|----------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| | 1차(2008) | 2차(2009) | 3차(2010) | 4차(2011) | 5차(2012) |
| 취업중단 | | 2.76 | 2.74 | 2.81 | 2.79 |
| 취업지속 | 2.69 | 2.63 | 2.74 | 2.74 | 2.68 |

아버지의 양육참여 정도 역시 취업 지속 그룹이 취업 중단 그룹에 비해 높게 나타났다.

〈표 VI-3-10〉 1차~5차 아버지의 양육참여

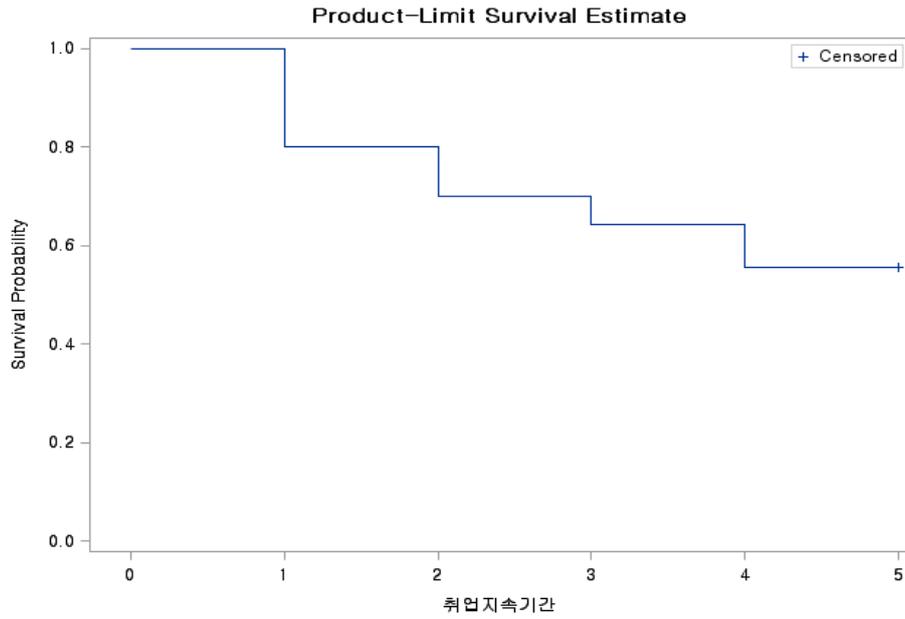
| | 단위:점 | | | | |
|------|----------|----------|-------------|-------------|-------------|
| | 1차(2008) | 2차(2009) | 3차(2010) | 4차(2011) | 5차(2012) |
| 취업중단 | | 3.76 | 3.75 | 3.64 | 3.59 |
| 취업지속 | 3.65 | 3.76 | 3.85 | 3.76 | 3.68 |

나. 영유아 자녀를 가진 취업모의 취업지속 생존함수 추정결과

본 절에서는 영유아 자녀를 가진 어머니의 취업 중단에 관한 생존함수를 추정하고 결과를 제시하였다. 또한 취업모의 인구사회학적 배경, 육아지원서비스 및 지역사회 양육환경에 따라 생존함수를 추정하고 각 범주별 생존함수 차이에 대한 동일성 검증을 실시하였다. 다음 [그림 VI-3-1]은 전체 분석대상자의 생존함수이다.

영유아 어머니의 생존율(취업지속)을 각 구간별로 살펴보면, 1차(2008년)년도의 생존율은 1.00이었으나, 2차에는 0.8, 3차 0.7, 4차 0.64, 5차 0.56으로 생존율은 시간이 흐를수록 감소하며, 마지막 조사 시기의 생존함수는 0.56으로 조사시작 당시의 취업자 중 56%만이 취업을 유지하고 있는 것으로 추정된다. 또한, 취업에서 미취업으로 취업 중단이 나타나는 비율은 시간이 흐를수록 감소하는 경향을 보이다가 마지막 관찰 시점에 다소 오른 경향을 나타냈다. 1차년도 관찰 시작 이후, 2차년도 관찰 시점에 0.2로 취업중단의 위험도가 가장 높게 나타

났고 그 다음해부터 0.1, 0.06으로 감소하다가 마지막 관찰시점에 0.08로 위험도가 다소 상승하는 것으로 나타났다.



[그림 VI-3-1] 생존함수: 전체

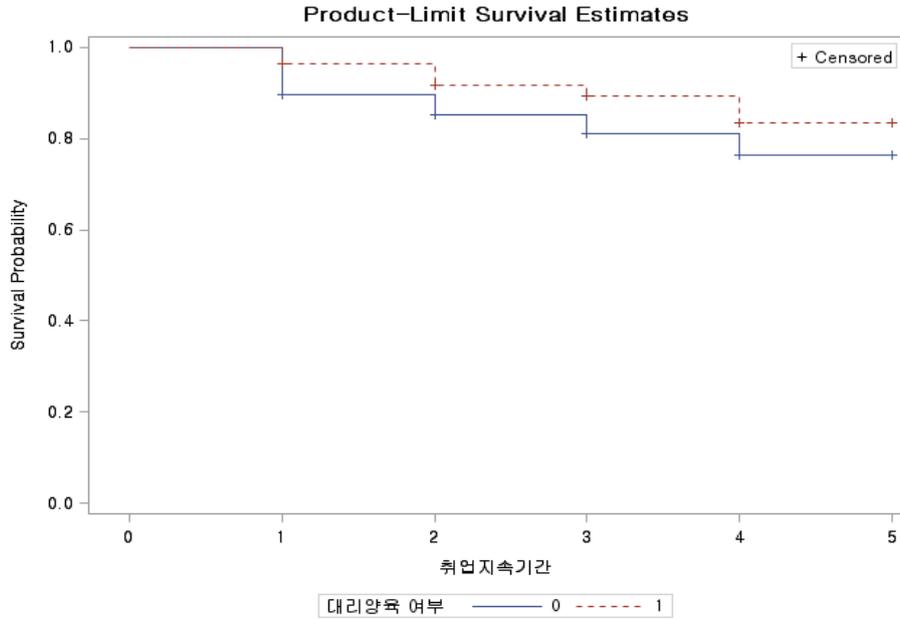
<표 VI-3-11> 생존표 분석결과(전체)

| 취업지속시점 | 구간시작시점 | 패널수(명) | 구간별이탈자수 | 구간 이탈률 | 생존함수 |
|--------|--------|--------|---------|--------|------|
| 0-1 | | 493 | 0 | 0.00 | 1.00 |
| 1-2 | | 395 | 98 | 0.20 | 0.80 |
| 2-3 | | 345 | 50 | 0.10 | 0.70 |
| 3-4 | | 317 | 28 | 0.06 | 0.64 |
| 4-5 | | 274 | 43 | 0.08 | 0.56 |

아동패널은 2008년 출생아를 대상으로 하는 것으로 영유아 어머니들이 출산 당시 취업상태에서 출산 1년 후에 가장 많이 취업을 중단하는 것으로 나타났고, 그 이후에는 감소율이 다소 완만해져 취업 중단 비율이 출산직후에 비해 낮음을 알 수 있다.

[그림 VI-3-2]는 개인대리양육자를 이용하는 여부에 따른 생존함수이다. 개인 대리양육자가 있는 경우의 생존함수가 높게 추정되었다. 두 생존함수의 동일성 검정 결과는 다음 <표 VI-3-12>와 같은데 Log-Rank, Wilcoxon, LR 검증을 실시

했을 때 Wilcoxon, LR검정에서 유의수준 0.05에서 두 생존함수의 차이가 통계적으로 유의하였다.



[그림 VI-3-2] 생존함수: 개인대리양육자 이용

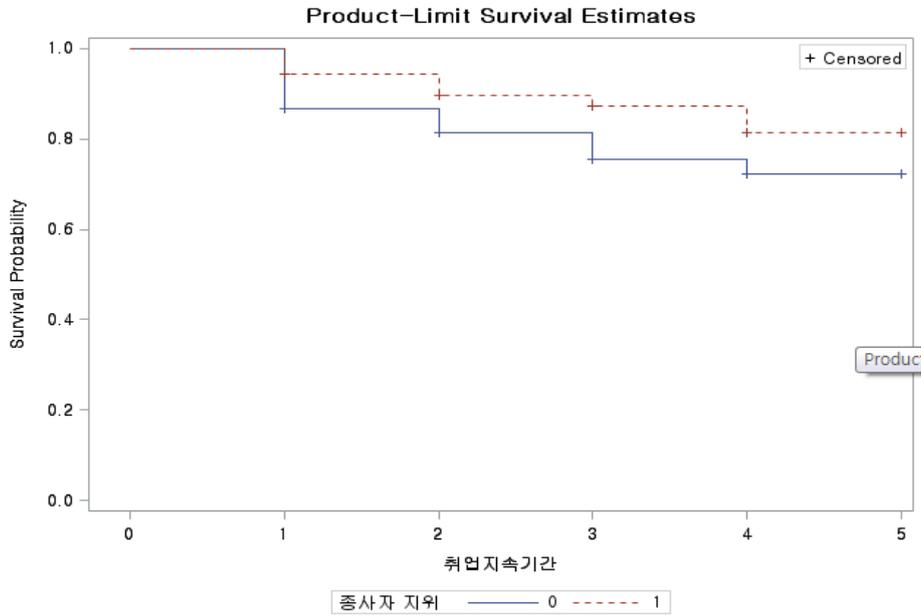
<표 VI-3-12> 개인대리양육 유무에 따른 취업모의 생존함수 차이 검증

| 집단구분 | 관측치 | | | | 동일성 검정 | | |
|---------|-------|--------|----------|------------------|----------|----------|-----------|
| | Total | Failed | Censored | Percent Censored | Log-rank | Wilcoxon | -2Log(LR) |
| 개인대리양육무 | 260 | 54 | 206 | 79.23 | 4.45 | 5.93* | 4.45* |
| 개인대리양육유 | 233 | 33 | 200 | 85.84 | | | |

* $p < .05$.

[그림 VI-3-3]는 취업모의 종사자 지위에 따른 생존함수이다. 상용직인 경우와 그 외로 분류하여 두 그룹간의 생존함수를 추정하였다. 그림에서와 같이 상용직인 경우의 생존율이 더 높은 것을 알 수 있다.

두 생존함수의 동일성 검정 결과는 다음 <표 VI-3-13>과 같다. Log-Rank, Wilcoxon, LR 검정을 실시했을 때 세 검정 모두 유의수준 0.05에서 통계적으로 유의미하게 두 생존함수가 차이가 있는 것으로 나타났다.



[그림 VI-3-3] 생존함수: 취업모의 종사자 지위

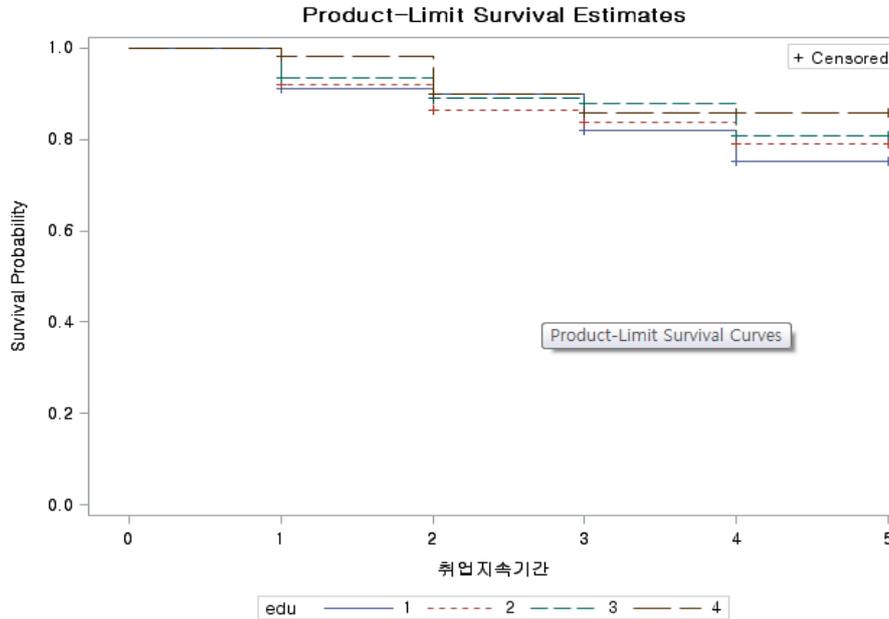
<표 VI-3-13> 종사자 지위에 따른 취업모의 생존함수 차이 검증

| 집단구분 | 관측치 | | | | 동일성 검정 | | |
|-------|-------|--------|----------|------------------|----------|----------|-----------|
| | Total | Failed | Censored | Percent Censored | Log-rank | Wilcoxon | -2Log(LR) |
| 상용직 외 | 91 | 22 | 69 | 75.82 | 4.63* | 5.72* | 4.33* |
| 상용직 | 402 | 65 | 337 | 83.83 | | | |

* $p < .05$.

[그림 VI-3-4]는 취업모의 학력에 따른 생존함수이다. 어머니의 학력은 고졸이하(1), 초대졸(2), 대졸(3), 석사이상(4)으로 재분류하여 분석에 이용하였다. 학력에 따라 생존함수의 차이가 크게 나타나지는 않으나, 석사이상의 학력을 가진 취업모의 생존율이 다른 그룹에 비해 약간 높게 나타나는 것을 알 수 있다.

생존함수의 동일성 검정 결과는 다음 <표 VI-3-14>와 같다. Log-Rank, Wilcoxon, LR 검정을 실시했을 때 세 검정 모두 통계적으로 유의하지 않아 학력에 따라 생존함수에는 차이가 없는 것으로 나타났다.



[그림 VI-3-4] 생존함수: 학력

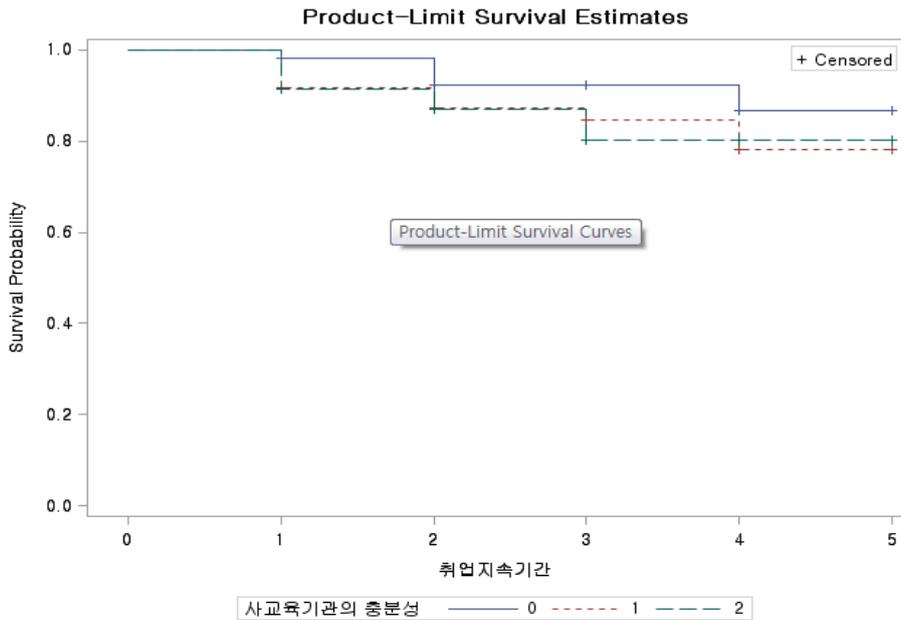
〈표 VI-3-14〉 학력에 따른 취업모의 생존함수 차이 검증

| 집단구분 | 관측치 | | | | 동일성 검정 | | |
|---------|-------|--------|----------|------------------|----------|----------|-----------|
| | Total | Failed | Censored | Percent Censored | Log-rank | Wilcoxon | -2Log(LR) |
| 고졸이하(1) | 80 | 17 | 63 | 78.75 | 2.04 | 2.07 | 2.18 |
| 초대졸(2) | 140 | 26 | 114 | 81.43 | | | |
| 대졸(3) | 214 | 35 | 179 | 83.64 | | | |
| 석사이상(4) | 55 | 7 | 48 | 87.27 | | | |

아동패널 질문에서 현재 살고 있는 동네의 육아지원 기관 및 사교육 기관이 충분한지에 대해 5점척도(매우 불충분(1), 불충분(2), 보통(3), 충분(4), 매우충분(5))로 질문하였다 이 질문을 이용하여 매우 불충분과 불충분으로 응답한 그룹을 사교육기관이 부족한 그룹(0)으로 충분과 매우충분으로 응답한 그룹을 충분한 그룹(2)으로 구분하여 분석에 사용하였다.

추정된 생존함수 그래프에서는 사교육기관이 충분한 정도 따라 생존율이 차이가 있는지 구분하기 어렵고, 생존함수의 동일성 검정 결과는 다음 <표 VI-3-15>과 같다. Log-Rank, Wilcoxon, LR 검정을 실시했을 때 세 검정 모두 통

계적으로 유의하지 않아 사교육기관의 충분성에 따라 취업모의 취업 상태 변화의 경향이 다르게 나타나지 않았다.

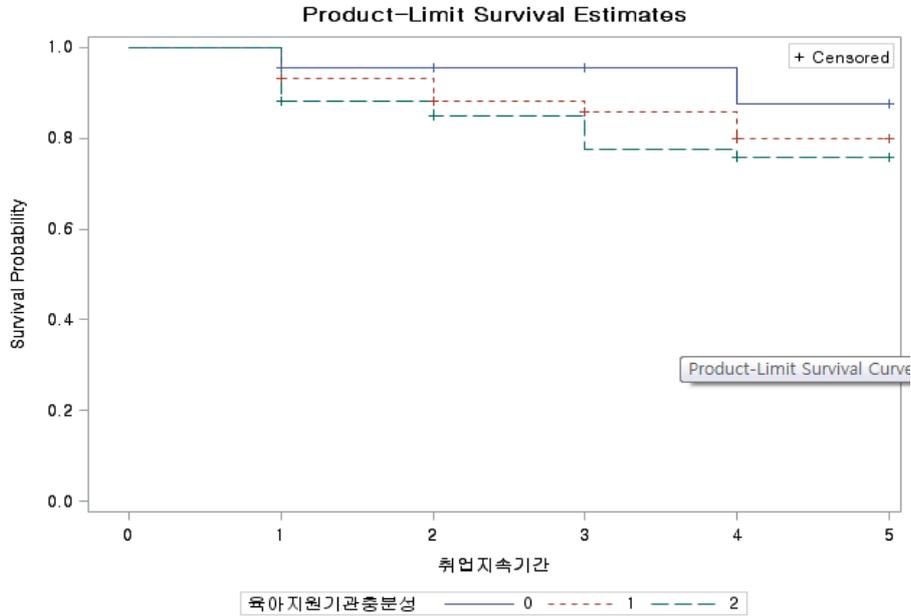


[그림 VI-3-5] 생존함수: 사교육기관의 충분성

<표 VI-3-15> 사교육기관의 충분 정도에 따른 취업모의 생존함수 차이 검증

| 집단구분 | 관측치 | | | | 동일성 검정 | | |
|-------|-------|--------|----------|------------------|----------|----------|-----------|
| | Total | Failed | Censored | Percent Censored | Log-rank | Wilcoxon | -2Log(LR) |
| 부족(0) | 56 | 6 | 50 | 89.29 | 2.02 | 2,27 | 2.00 |
| 보통(1) | 332 | 67 | 265 | 79.82 | | | |
| 충분(2) | 83 | 14 | 69 | 83.13 | | | |

[그림 VI-3-6]은 지역사회 육아지원 기관이 충분한지에 따른 생존함수이다. 위와 같은 방법으로 육아지원기관의 충분성도 세 그룹으로 재분류하여 그룹별 생존함수를 추정하였다. 육아지원기관의 충분성에 따라 취업모의 생존율을 비교하면 거주하는 지역사회 내에 육아지원기관의 충분성이 부족하고 인식하는 그룹의 생존율이 가장 높게 나타났고, 충분하다고 응답한 그룹의 생존율이 가장 낮게 추정되었다.



[그림 VI-3-6] 생존함수: 육아지원기관의 충분성

생존함수의 동일성 검정 결과는 다음 <표 VI-3-16>과 같다. Log-Rank, Wilcoxon, LR 검정을 실시했을 때 세 검정 모두 통계적으로 유의하지 않아 육아지원기관의 충분성에 따라 취업모의 취업 상태 변화의 경향이 다르게 나타나지 않았다.

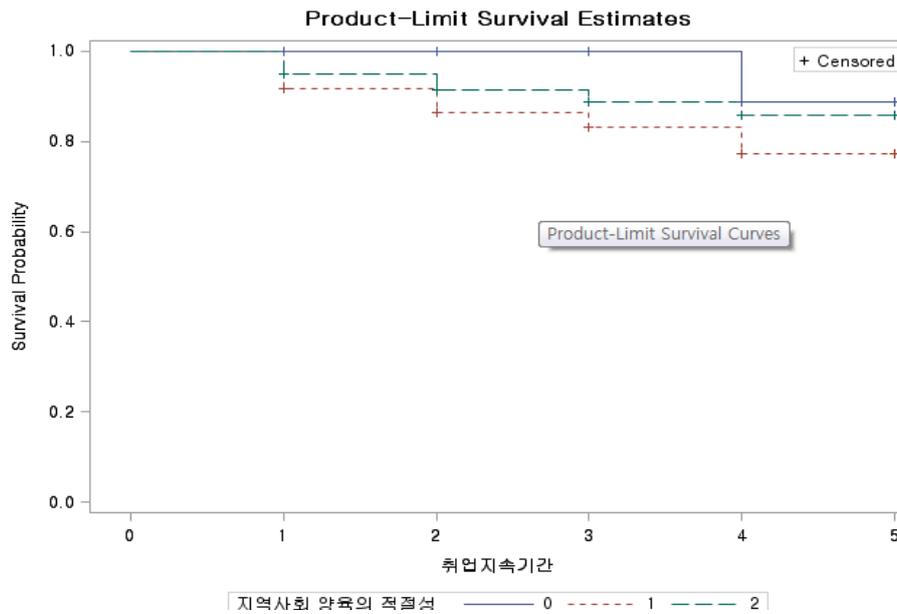
<표 VI-3-16> 육아지원기관의 충분성에 따른 취업모의 생존함수 차이 검증

| 집단구분 | 관측치 | | | | 동일성 검정 | | |
|-------|-------|--------|----------|------------------|----------|----------|-----------|
| | Total | Failed | Censored | Percent Censored | Log-rank | Wilcoxon | -2Log(LR) |
| 부족(0) | 22 | 2 | 20 | 90.91 | 1.89 | 2.27 | 2.01 |
| 보통(1) | 374 | 69 | 305 | 81.55 | | | |
| 충분(2) | 77 | 16 | 61 | 79.22 | | | |

* $p < .05$.

[그림 VI-3-7]은 지역사회가 전반적으로 자녀를 양육하기에 적절한지에 따른 생존함수이다. 지역사회 양육의 적절성은 현재의 지역사회가 전반적으로 아이를 키우기에 어떻다고 생각하는지 물어 5점 척도(0: 매우 좋지 않음~5: 매우 좋

음)로 응답을 받았다. 이것을 다시 3 그룹(0: 좋지않음, 1: 보통, 2: 좋음)으로 재 분류하였다.



[그림 VI-3-7] 생존함수: 지역사회 양육의 적절성

생존함수 추정결과 지역사회가 아이를 키우기에 좋다고 응답한 그룹의 생존율이 좋지 않다고 생각한 그룹에 비해 낮게 나타났다. 또한, 생존함수의 동일성 검정 결과 지역사회 양육의 적절성에 따라 취업모의 생존율에는 통계적으로 유의미한 차이를 보이지 않았다.

<표 VI-3-17> 지역사회 양육의 적절성에 따른 취업모의 생존함수 차이 검증

| 집단구분 | 관측치 | | | | 동일성 검정 | | |
|----------|-------|--------|----------|------------------|----------|----------|-----------|
| | Total | Failed | Censored | Percent Censored | Log-rank | Wilcoxon | -2Log(LR) |
| 좋지 않음(0) | 17 | 1 | 16 | 94.12 | 4.28 | 4.48 | 4.50 |
| 보통(1) | 357 | 74 | 283 | 79.27 | | | |
| 좋음(2) | 99 | 12 | 87 | 87.88 | | | |

다. 영유아 자녀를 가진 취업모의 취업 지속 영향 요인

본 절에서는 영유아 자녀 어머니의 가정 내 양육 환경요인(양육스트레스, 아버지의 양육참여), 어머니의 심리적 특성(부부갈등, 결혼만족도, 부정적 자기효능감, 자아존중감), 육아지원 서비스(개인대리양육자 이용여부, 육아지원기관의 충분성) 및 지역사회 양육 환경(지역사회의 전반적 양육 적절성, 사교육기관의 충분성)이 영유아 자녀 어머니의 취업 유지에 미치는 영향을 알아보기 위해 Cox의 비례위험모형을 분석하였다. 종속변수는 취업지속 시간으로 취업중단이 발생하는 사건의 위험도를 추정하는 방법이다.

〈표 VI-3-18〉 취업모의 취업 중단의 Cox regression 분석 결과

| | 모형1 | | 모형2 | |
|----------------------------------|---------------------------|------------------------|---------------------------|--------|
| | parameter | estimate(Hazard Ratio) | | |
| 연령 | -0.066[#] | (0.94) | -0.056 | (0.95) |
| 학력 (고졸이하=1/초대졸=2/대졸=3/석사이상=4) | -0.058 | (0.94) | -0.060 | (0.94) |
| 소득 | 0.362 | (1.44) | 0.310 | (1.36) |
| 종사자지위(정규/상용=1) | -0.231 | (0.79) | -0.261 | (0.77) |
| 개인대리양육(있음=1) | -0.429[#] | (0.65) | -0.444[#] | (0.64) |
| 육아지원기관 충분성 | 0.598 | (1.82) | 0.568 | (1.77) |
| 사교육기관 충분성 | -0.123 | (0.88) | -0.044 | (0.96) |
| 지역사회의 양육 적절성 | -0.479 | (0.62) | -0.517 | (0.60) |
| 양육스트레스 | | | 0.146 | (1.16) |
| 아버지의 양육참여 | | | -0.393[#] | (0.68) |
| 결혼만족도 | | | 0.577 | (1.78) |
| 부부갈등 | | | 0.264 | (1.30) |
| 부정적자기효능감 | | | -0.152 | (0.86) |
| 자아존중감 | | | -0.293 | (0.75) |
| -2LOGL | 927.974 | | 923.486 | |
| AIC | 943.974 | | 951.486 | |
| SBC | 963.031 | | 984.834 | |
| Likelihood Ratio(χ^2) | 16.68[*] | | 21.17[#] | |

주: 모형의 적합성을 나타내는 통계량은 공변량을 고려하여 추정된 통계량임.

자료: 한국아동패널(1차년도~5차년도).

[#] $p < .10$, ^{*} $p < .05$.

모형 1은 연령, 학력, 소득 및 종사자 지위의 효과를 통제하고 육아지원서비스 및 지역사회 양육환경이 영유아 자녀 취업모의 취업 유지에 미치는 영향을

알아보기 위한 모형이다. 연령, 학력, 소득 및 종사자 지위를 통제한 후 육아지원서비스 및 지역사회 양육환경이 취업 상태 변화에 미치는 영향을 분석한 결과 개인대리양육자 유무가 모형에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 취업중단까지 시간의 hazards ratio가 0.65로, 개인대리양육자가 있을 때 없는 경우에 비해 취업을 중단할 위험이 35% 낮아지는 것으로 나타났다.

모형2는 영유아 자녀 어머니의 가정 내 양육 환경요인(양육스트레스, 아버지의 양육참여), 어머니의 심리적 특성(부부갈등, 결혼만족도, 부정적 자기효능감, 자아존중감)이 취업모의 취업 중단에 영향을 주는지 알아보기 위한 모형에 대한 분석 결과로, 인구사회학적 배경과 육아지원 서비스 및 지역사회 양육 환경 변수 모두를 통제한 후에 가정 내 양육 환경요인과 어머니의 심리적 특성의 효과를 분석하기 위한 모형이다.

분석결과 아버지의 양육참여가 모형에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 취업 중단까지 시간의 hazards ratio가 0.68로, 아버지의 양육참여가 1단위 증가할 때 어머니가 취업을 중단할 위험이 32% 낮아지는 것으로 나타났다.

4. 결론

본 연구에서는 한국아동패널 1차년도부터 5차년도까지의 데이터를 이용하여 영유아 자녀 어머니의 인구사회학적 배경(연령, 교육수준, 직종), 육아지원 서비스(개인대리양육자 이용여부, 육아지원기관의 충분성) 및 지역사회 양육 환경(지역사회의 전반적 양육 적절성, 사교육기관의 충분성)에 따라 취업중단 발생 경향은 어떻게 나타나는지, 영유아 자녀 어머니의 가정 내 양육 환경요인(양육스트레스, 아버지의 양육참여), 어머니의 심리적 특성(부부갈등, 결혼만족도, 부정적 자기효능감, 자아존중감), 육아지원 서비스(개인대리양육자 이용여부, 육아지원기관의 충분성) 및 지역사회 양육 환경(지역사회의 전반적 양육 적절성, 사교육기관의 충분성)에 따라 영유아 자녀 어머니의 취업 지속에 유의한 영향을 미치는지 알아보기 위한 중단분석을 실시하였다. 이 같은 영향요인을 찾아내기 위해, Kaplan-Meier 생존함수를 추정하고 영유아 자녀 취업모의 특성별 생존함수의 동일성 검증을 실시하였다. 또한, 취업 지속에 영향을 주는 요인을 찾기 위해 Cox 비례위험모형을 분석하였다.

분석결과, 개인대리양육자의 이용여부, 취업모의 종사자 지위(상용직/그 외)에 따라 취업을 지속하는 생존함수가 차이가 있는 것으로 나타났다. 그러나 학력, 사교육기관의 충분정도, 지역사회 양육의 적절성과 육아지원기관의 충분성에 따라서는 생존함수가 차이가 없는 것으로 나타났다. 또한, Cox 비례위험모형을 분석결과 개인대리양육 이용여부와 아버지의 양육참여 변인이 어머니의 취업을 지속할 수 있는 요인으로는 나타났다.

본 연구의 분석대상인 한국아동패널의 취업모는 상용직의 비중이 높은 점에서, 그 결과의 해석에 유의할 필요가 있다. 상용직의 경우 고용의 안정성이 높아 출산휴가, 육아휴직 등 직장 내 제도를 적극 활용 할 수 있어 취업 상태를 지속하기에 보다 유리하기 때문이다. 따라서 전체 취업모 집단을 대표하기에는 한계점을 가질 수 있으나, 본 분석 대상이 여성 경력단절의 가장 큰 요인인 결혼과 임신·출산의 고비¹⁹⁾를 넘겨 취업을 유지하고 있던 취업지속에 강한 의지를 보인 집단이고 상용직 비중이 높음에도 불구하고 취업 상태를 지속하지 못한 점을 생각하면 본 연구의 분석 결과는 중요한 의미를 가진다.

분석결과 개인대리양육 이용 여부와 아버지의 양육참여가 영유아 자녀를 둔 어머니의 취업 지속에 매우 중요한 요인으로 나타났다. 개인대리양육자를 이용하고 있는 그룹의 취업 중단 위험이 개인대리양육자를 이용하지 않는 그룹보다 35% 감소하고, 아버지의 양육참여가 높을수록 어머니의 취업 중단 위험이 32% 감소하는 것으로 나타났다.

정부의 여성 경력유지 지원방안을 살펴보면, 모성보호, 보육·돌봄, 재취업 지원 및 고용문화개선을 중점적으로 추진하고 있다. 그러나 일·가정 양립 지원책이 주로 여성을 정책대상으로 설정하고 있어 여성의 이중부담이 가중되는 '여성 과로사 정책'이란 비판도 있다. 따라서 여성의 취업 중단 현상을 예방하고 여성의 고용률을 증가시키기 위해 본 연구의 분석 결과에서도 나타난 영유아 자녀를 가진 취업모의 취업 지속에 영향을 미치는 요인(개인대리양육 이용 유무, 아버지의 양육참여)에 주목하고 이에 대한 정책 방안을 마련해야 할 것이다.

그동안 일·가정 양립지원 정책 추진 결과 전체 육아휴직자중 남성 비율은 2014년 9월 기준으로 전년동기대비 49% 증가하였으나 여전히 전체에서 차지하

19) 2013년 지역별 고용조사에 따르면 전체 응답자의 45.9%가 결혼을 경력단절의 원인으로 선택하였고, 그 다음으로 육아 29.2%, 임신출산 21.2% 순임.

는 비중은 4.3%로 매우 낮은 수준이며, 맞벌이 가구 증가로 일·가정 양립이 남성에게도 중요한 문제인 것은 모두 공감하나 경직된 근로문화로 인해 활용하는 남성의 비율이 낮다(관계부처합동, 2014. 10). 따라서 기존의 일·가정 양립 지원 정책의 인식·문화 개선 정책을 보다 적극적으로 시행해야 할 필요가 있으며, 기업주와 근로자 위주의 정책 실행과 함께 지역사회내의 다양한 지원체계를 활용하여 수행하고자 하는 정책의 효과를 높여야 할 것이다.

참고문헌

- 관계부처합동(2014. 2). 일하는 여성을 위한 생애주기별 경력유지 지원방안.
- 관계부처합동(2014. 10). 여성고용 후속·보완 대책 - 일하는 부모를 위한 일·가정 양립 지원 방안.
- 김은설 편(2012). **한국아동패널 2012 심층 분석 연구**. 육아정책연구소.
- 김정호(2013). 직장보육시설과 여성의 고용안정. **노동정책연구**, 13(2), 127-154.
- 박수미(2002). 한국여성들의 첫 취업 진입, 퇴장에 미치는 생애사건의 역동적 영향. **한국사회학**, 36(2), 145-173.
- 송경일·최종수(2007). **SPSS15를 이용한 생존자료의 분석**. 서울: 한나래.
- 이재열(1996). 여성의 생산노동과 재생산노동의 상호연관성이 취업에 미치는 영향에 관한 경험적 연구. **한국인구학**, 19(1), 5-44.
- 이진경·옥선화(2009). 첫 자녀 출산 여부와 가족친화제도에 따른 유배우 기혼 여성의 취업 중단에 관한 연구. **조사연구**, 10(3), 59-83.
- 장서영·안선영(2007). 고학력 경력단절 여성의 취업지원 프로그램 개발 및 효과성 검증. **앤드라고지투데이**, 10(4), 25-45.
- 장지연·김지경(2002). 양육형태와 비용이 기혼여성의 취업단절에 미치는 영향. **제 3 회 한국노동패널 학술대회 논문집**, 365-388.
- 최선영(2003). 한국여성의 생애취업유형 변화: 출생코호트 분석을 중심으로. 서울대학교 대학원 석사학위 청구논문.
- OECD(2007). *Babies and Bosses: Reconciling work and family life*. Paris: Organization for economic co-operation and development.

연구보고 2014-33

한국아동패널 2014 심층분석 연구

발행일 2014년 12월 31일

발행인 우남희

발행처 육아정책연구소

주 소 서울시 종로구 율곡로 33 안국빌딩 7층, 8층, 10층, 11층

전화: 02) 398-7700

팩스: 02) 730-3313

<http://www.kicce.re.kr>

인쇄처 삼신인쇄 02) 2285-5756

보고서 내용의 무단 복제를 금함.

ISBN 979-11-85941-24-0 93330

