

가정폭력 노출경험과 파트너 통제가 데이트 폭력에 미치는 영향: 자기효과와 상대방효과*

손 연 우

권 호 인[†]

전주대학교 상담심리학과

본 연구는 가정폭력 노출경험이 데이트 폭력에 영향을 미치는 과정에서 파트너 통제의 매개 효과를 자기효과와 상대방효과를 포함하여 탐색하기 위한 것이다. 연구 대상은 3개월 이상 교제중인 20대 남녀커플 총 139쌍으로, 커플 각자에게 가정폭력 노출경험, 파트너 통제, 데이트 폭력에 대한 자기보고 척도를 실시하였다. 이런 결과를 바탕으로 자기-상대방 상호의존 모델(Actor-Partner Interdependence Model)을 사용하여 경로모형을 분석한 결과, 남성의 가정폭력 노출경험은 여성의 데이트 폭력 가해와 피해경험에 직접적인 영향을 미칠 뿐 아니라 남성의 파트너 통제를 매개로 남성의 데이트 폭력 가해와 피해경험에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 반면, 여성의 가정폭력 노출경험은 남녀의 데이트 폭력 가해와 피해경험에 유의한 영향을 미치지 않았으며 여성의 파트너 통제가 남녀의 데이트 폭력 가해와 피해에 직접영향을 주는 것으로 나타났다. 마지막으로 본 연구의 시사점과 제한점, 후속 연구들을 위한 제언이 논의되었다.

주요어 : 가정폭력 노출경험, 파트너 통제, 데이트 폭력, APIM

* 본 논문은 손연우의 2018년도 석사학위 논문을 수정한 것임.

† 교신저자 : 권호인, 전주대학교 상담심리학과, 전북 전주시 완산구 천장로 303
Tel : 063-220-4666 / E-mail : hikwon14@jj.ac.kr

일반적으로 성인기 남녀는 이성교제를 통해 진지하고 깊은 관계를 형성하며 데이트를 통해 결혼에 이를 수 있다(권석만, 2004). 하지만 데이트가 항상 긍정적으로 기능하는 것은 아니다. 친밀한 이성 관계는 남녀 간 상호작용이 많은 만큼 갈등요소를 포함하며, 원치 않는 위험과 문제가 발생할 수 있는데, 그 중 하나가 데이트 폭력이라고 할 수 있다.

최근 국내에서는 데이트 폭력 관련 범죄가 날로 심각해지고 있으며 대중매체를 통해 데이트폭력 사건들이 빈번하게 보도되고 있다. 경찰청은 연인 관계에서 발생하는 데이트 폭력이 해마다 증가하는 추세이며 2014년 6675건에서 2016년 8367건에 이르렀다고 발표했다(경찰청, 2017). 애인에게 이별을 고하자 손과 발로 신체를 얻어맞은 남성(중부일보, 2016, 10, 24), 남자친구에게 헤어지자고 하자 집으로 찾아와 감금, 협박, 무차별적인 폭행 등을 가한 부산 데이트 폭력 사건(노컷뉴스, 2018, 03, 27), 남자 친구에게 길에서 보온병으로 머리를 맞는 등 1년 가까이 폭력을 당해온 광주 데이트 폭력 사건(중앙일보, 2018, 05. 09) 등 데이트 폭력은 심각한 사회문제로 나타나고 있다.

데이트 폭력(dating violence)이란 '이성 관계에서 상대방에게 신체적, 심리적, 성적 가해를 하거나 그런 의도가 있다고 인정되는 행위'로 정의된다(김정란, 김경신, 1999). 최초의 데이트 폭력 연구는 미국 대학생의 21%가 구혼기 폭력을 경험했다는 Makepeace(1981)의 연구이다. 국내의 경우 1990년대 후반부터 많은 연구자들이 데이트 폭력 관련 연구를 시작하면서 혼전 폭력(김용미, 1996), 연애평력(서경현, 김봉진, 정구철, 김신섭, 2001; 서경현, 이영자, 2001), 이성교제 폭력(김정란, 김경신, 1999; 장

희숙, 조현각, 2001), 데이트 폭력(강희경, 2007; 김예정, 김득성, 1999), 데이트 폭력(강희순, 이은숙, 2014; 서경현, 2009; 우현진, 장숙희, 권호인, 2017; 유선영, 2000; 이지연, 오경자, 2007; 하예지, 서미경, 2014) 등 다양한 용어들이 사용된 바 있다. 이 용어들은 맥락적인 부분에서 의미가 비슷하기 때문에 현재 대부분의 연구에서 데이트 폭력이라는 용어를 사용하고 있다.

선행 연구를 살펴보면 데이트 경험이 있는 국내 대학생 세 명 중 적어도 한 명 이상이 신체적 폭력을 경험했으며(서경현, 2002; 서경현, 2004; 서경현, 김봉진, 정구철, 김신섭, 2001). 연인 관계에서 20-50%의 사람들이 신체적 폭력을 경험하는 것으로 나타났다(김예정, 김득성, 1999; 김용미, 1996; 남현미, 2003; 안귀여루, 2002; 장희숙, 조현각, 2001). 데이트 경험이 있는 국내 대학생의 99%가 심리적 폭력을 경험했다고 하였고, 성폭력은 20%로 높게 보고된 바 있다(김정란, 김경신, 1999). 성별에 따른 빈도를 살펴보면, 데이트 폭력의 약 80%에서 남성과 여성이 비슷하게 가해자인 동시에 피해자로 나타나는(White & Koss, 1991) 등 실제로 다수의 연구결과에서 폭력의 상호성을 보고하였다(김예정, 김득성, 1999a; 김정란, 김경신, 1999; Stets, 1992). 그러나 데이트폭력은 연인 사이에서 일어나는 은밀하고 개인적인 다툼으로 여겨져 잘 노출되지 않기 때문에 데이트 폭력을 연구하기 어려운 실정이다.

선행연구에서 가정폭력 노출경험은 데이트 폭력과 관련해서 가장 많이 논의되는 변인이다(유선영, 2000). 서경현(2011)은 가정폭력 노출경험과 데이트 폭력 실태에 관해 4개국 표본을 포함하여 연구한 결과 한국을 포함한 3

개국에서 유의한 관련이 있다고 보고하였다. 폭력을 설명하는 이론 중 사회학습이론이 가장 빈번하게 언급되는데 사회학습이론에서는 폭력 같은 공격적 행동은 모델링을 통해 학습된다고 주장한다(Bandura, 1973). 즉, 폭력에 대한 모델링이 이루어지는 곳은 주로 일차적 양육환경인 가정이며 성장기에 가정폭력에 노출되었을 경우, 성인이 된 후 갈등을 해결하기 위해 폭력을 사용하기 때문에 데이트 폭력과 관련될 수 있다는 것이다(김예정, 김득성, 1999). 이처럼 가정폭력 노출경험은 데이트 폭력으로 이어질 가능성이 크고 데이트 폭력은 다시 가정폭력으로 이어질 가능성이 높아 악순환이 계속될 수 있기 때문에(김유정, 서경현, 2009) 이 관계성을 분명하게 파악하는 것이 필요하다. 또한 대부분의 가정폭력 노출경험과 데이트 폭력 연구가 일관성 있는 결과를 나타내지 않기 때문에 이들 사이에 다양한 매개변인이 존재한다고 볼 수 있으며 다양한 매개변인에 대한 연구가 필요한 것으로 보인다.

최근 데이트 폭력 연구에서는 폭력의 사용에 있어서 파트너 통제가 미치는 영향에 대해 탐색하고 있다. 파트너 통제는 데이트 관계에서 상대방의 생각, 느낌, 행동을 자기 방식대로 규제하고 변화시키려는 욕구(Stets, Pirog-Good, 1990)이다. Follinstad, Wright, Lloyd 그리고 Sebastian(1991)은 데이트 폭력에서 여성 피해자들은 남성 가해자가 자신에게 폭력을 행사한 이유를 권력과 통제 욕구 때문이라고 보고한 반면, 남성은 이러한 욕구를 높게 보고하지 않았으며, 여성은 자신이 데이트 폭력을 행사한 이유 역시 파트너에 대한 통제를 위한 것이라고 하였다. Laner(1989)의 연구에서는 여성의 폭력 사용이 관계통제 욕구와 관련되었다고 하였다. 국내의 경우 김정란과 김경

신(1999)의 연구에서 파트너 통제가 데이트 폭력을 예측하는 중요한 변인으로 확인되었다. 또한 김예정과 김득성(1999a)의 연구에서 남녀의 파트너 통제가 데이트 폭력 가해에 영향을 미친다고 보고했으며 손혜진과 전귀연(2003)의 연구에서는 여성의 파트너 통제가 자신의 데이트 폭력 가해와 피해에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한 Walker(1984)는 원가족에서 가족구성원 간 폭력과 통제를 경험한 여성들이 데이트 폭력을 경험했다고 보고하였으며, Stets(2012)는 가정폭력에서 통제가 중요한 이슈라고 제안하였다. 이처럼 파트너 통제는 데이트 폭력의 근접한 위험요인으로 나타난 바 있으며 특히 여성의 데이트폭력에서 중요한 역할을 할 가능성이 있다. 그러나 이러한 통제가 그동안 데이트폭력과 밀접한 관련성이 드러난 가정폭력 노출경험과 어떤 관련을 가지는지와 관련된 실증연구는 거의 없는 실정이다.

데이트 폭력은 상호 역동적으로 관련이 있을 가능성이 큰 연인 사이에 발생하는 일임에도 여러 선행 연구들은 주로 개인을 분석단위로 하여 연구를 진행하였으며 이런 연인 간의 상호관계를 적절하게 다루지 못했다는 제한점이 있다. 커플이나 부부와 같은 친밀한 관계에서는 한 사람의 특성이 자신뿐 아니라 상대방에게 영향을 줄 수 있으며, 이처럼 서로 비독립적인 대상들은 자신과 상대방의 자료를 모두 분석 단위로 삼아야 한다(Kenny, 1996; Kenny, Kashy & Cook, 2006). 자기-상대방 상호 의존성모형(Actor-Partner Interdependence Model; APIM)은 상호의존적 쌍(dyadic) 자료의 쌍방 간 영향력을 알아보기 위해 Kenny(1996)가 제안한 모형으로, 커플이나 부부, 부모-자녀, 상담자-내담자 등과 같은 상호 비독립적인 자료를 검

증할 때 유용하게 사용될 수 있다. APIM은 분석단위를 커플로 선택하여 내재된 두 개의 개인자료를 분석하며, 이때 한 개인의 독립변인이 자신의 종속변인에도 영향을 미치지만 상대방의 종속변인에도 영향을 미친다고 가정한다(Kenny, Kashy, & Cook, 2006). 결과적으로 APIM에서는 두 가지 효과를 분석할 수 있는데 자신의 심리적 특성이나 행동이 자신에게 미치는 효과를 자기효과(actor effect), 자신의 심리적 특성이나 행동이 상대방에게 미치는 효과를 상대방효과(partner effect)라고 지칭한다(Kenny, Kashy & Cook, 2006).

따라서 본 연구에서는 가정폭력 노출경험, 파트너 통제, 데이트 폭력의 관계에서 파트너 통제의 매개효과를 알아보고 커플의 특성에서 서로 영향을 미친다는 가정하에 APIM을 통해 각 변인들 간의 경로를 설명하여 데이트 폭력 예방 및 개입에 대한 기초자료를 제공하고자 한다.

방 법

연구대상

본 연구는 2017년 12월부터 2018년 2월까지 전라도와 충청도 지역의 20대 성인남녀 커플을 대상으로 실시되었다. 첫 만남 이후, 최소 3개월 이상 지나야 서로에 대한 신뢰감, 친밀감 등이 쌓이며, 서로 사귀기로 합의가 이루어진다고 보고한 선행연구(김수경, 2003)를 참고하여 교제 기간이 3개월 이상인 20대 커플을 모집하였다. 각 지역의 SNS 홈페이지에 ‘20대 커플의 데이트폭력에 관한 연구’라는 제목으로 모집문건을 올려 커플의 상호 동의하

에 연구 참여의사를 밝힌 커플 160쌍 중 양쪽 또는 한쪽이라도 설문에 참여하지 않은 21쌍을 제외한 총 139쌍(278부)의 자료가 최종분석에 사용되었다. 측정 문항은 온라인 설문으로 제작하였으며, 참여를 완료한 커플에게는 소정의 모바일 기프티콘을 제공하였다.

본 연구 대상자의 연령범위는 만19세~만29세였다. 남성의 연령은 만23세~만26세가 70명(50.4%)으로 가장 많았고 여성의 연령은 만19세~만22세가 90명(64.7%)으로 가장 많았다. 교제기간은 3개월~5년 이상의 범위에서 1년~3년이 49커플(34.5%)로 가장 많았다. 또한 연구 대상 중 남성 86명(61.9%), 여성 99명(71.2%)이 대학생으로 연구대상자 대부분이 대학생임을 알 수 있다. 연구대상자들의 보다 상세한 인구통계학적 특성은 표 1에 제시하였다.

측정도구

가정폭력 노출경험

본 연구에서는 가정폭력 노출경험을 부모로부터 경험한 폭력인 직접폭력과 부모 간의 폭력을 목격한 경험인 간접폭력 두 가지 유형으로 알아보았다. 먼저 직접폭력은 Straus, Hamby, Boney-McCoy와 Sugarman(1996)이 개발한 CTS2 (Conflict Tactic Scale2)를 손정영(1997)이 국내 타당화하고, 김옥수(2005)가 수정·보완한 척도를 사용하였다. 본 척도에는 심리적 폭력, 신체적 폭력이 포함되며, 아버지에 의한 폭력 경험과 어머니에 의한 폭력 경험문항이 각각 10문항으로, 총 20문항이다. 척도의 응답 방식은 자신이 경험한 내용에 따라 ‘없음’(1점)에서 ‘매우 자주’(5점)까지 5점 리커트 척도로 평가하며 점수가 높을수록 부모에 의한 폭력 피해

표 1. 연구대상자의 인구통계학적 특성(N=278)

구분	남성 (N=139)	여성 (N=139)	
연령	만19세-만22세	48(34.5)	90(64.7)
	만23세-만26세	70(50.4)	46(33.1)
	만27세-만29세	21(15.1)	3(2.2)
교제기간	3개월-6개월	25(18.0)	
	6개월-1년	38(27.3)	
	1년-3년	48(34.5)	
	3년-5년	23(16.5)	
	5년이상	5(3.6)	
학력	고졸	16(11.5)	4(2.9)
	대학재학	85(61.2)	97(69.8)
	대학졸업	29(20.9)	28(20.1)
	대학원재학	7(5.0)	7(5.0)
	대학원졸업	-	1(0.7)
	기타	2(1.4)	2(1.4)
	대학생	86(61.9)	99(71.2)
대학원생	6(4.3)	7(5.0)	
직업	농업,임업,어업	-	-
	자영업	1(0.7)	-
	생산직,기술직	8(5.8)	2(1.4)
	사무직	5(3.6)	2(1.4)
	공무원	5(3.6)	1(0.7)
	전문직	7(5.0)	11(7.9)
	관리직	3(2.2)	1(0.7)
	서비스,판매	2(1.4)	5(3.6)
	단순노동자	-	-
	목회자	-	-
	무직	4(2.9)	8(5.8)
	기타	12(8.6)	3(2.2)

주. ()는 %임

경험이 많은 것을 나타낸다. 본 연구에서 산출된 내적 합치도 계수(Cronbach's α)는 아버지에 의한 폭력경험 .93, 어머니에 의한 폭력경험 .90으로 나타났다.

간접폭력은 Straus et al(1996)이 개발한 CTS2 (Conflict Tactic Scale2)를 백경임(1998)이 국내 타당화한 척도를 사용하였다. 본 척도는 심리적 폭력, 신체적 폭력, 폭력의 결과로 나타난 상해로 구성된 척도로 어머니에 대한 아버지의 폭력경험, 아버지에 대한 어머니의 폭력경험이 각 25문항씩 총 50문항으로 구성되어있다. 척도의 응답 방식은 1점에서 5점까지 5점 리커트 척도로 평가하며 점수가 높을수록 부모 간의 폭력을 빈번하게 목격한 것을 의미한다. 본 연구에서 산출된 내적 합치도 계수(Cronbach's α)는 어머니에 대한 아버지의 폭력 .96, 아버지에 대한 어머니의 폭력 .94로 나타났다.

파트너 통제

파트너에 대한 통제성을 측정하기 위해 Stets(1992)의 Appraisal of Partner Control Scale을 김예정과 김득성(1999), 장희숙과 조현각(2001)의 연구에서 사용한 것을 참고로 남현미(2003)가 4점 문항으로 수정한 척도를 사용하였다. 각 문항은 1점에서 4점의 리커트 척도로 평가하며 점수가 높을수록 데이트 관계에서 자신이 상대방을 더 많이 통제하고 있다고 보고했음을 의미한다. 본 연구에서 내적 합치도 계수(Cronbach's α)는 .60으로 산출되었다.

데이트 폭력

본 연구에서는 데이트 폭력을 측정하기 위해 Straus, Hamby, Boney-McCoy와 Sugarman (1996)이 개발한 The Revised Conflict Tactics

Scale(CTS2)를 국내 상황에 맞게 수정·보완하여 타당화한 김정란(1999)의 척도를 사용하였다. 본 척도는 심리적 폭력 11문항, 신체적 폭력 7문항, 성적 폭력 4문항으로 구성되어 있으며, '내가 상대방에게 한 가해' 22문항과 '상대방이 나에게 한 피해' 22문항으로 총 44문항이다. 1점에서 5점까지 5점 리커트 척도로 평가하며, 점수가 높을수록 데이트 폭력 가해와 피해 각각이 높다는 것을 의미한다. 본 연구에서 내적 합치도 계수(Cronbach's α)는 가해의 경우, .85, 피해의 경우, .83으로 산출되었다.

자료분석

본 연구는 SPSS 25.0과 AMOS 23.0을 사용하여 다음과 같이 자료분석을 실시하였다. 첫째, 커플의 가정폭력 노출경험, 파트너 통제, 데이트 폭력 간의 관계를 파악하기 위해 각 변인들의 총점을 사용하여 상관분석을 실시하고 성별에 따른 집단 평균차이 검증을 위해 대응 표본 t검증을 실시하였다. 둘째, 커플의 쌍 자료를 분석하기 위해 자기효과(Actor Effect)와 상대방효과(Partner Effect)를 통해 서로의 상호 의존성 효과를 알아볼 수 있는 APIM(Actor-Partner Interdependence Model)을 사용하고 경로분석을 통해 데이트 폭력모형을 설정하여 모형 적합도를 검증하였다. 모형의 적합도를 검증하기 위해 표본 크기에 영향을 받지 않고 모형의 간명성을 고려하는 추정 오차의 평균(Root Mean Square Error of Approximation: RMSEA), 비표준 적합지수(Tucker-Lewis Index: TLI)와 모형의 간명성을 고려하지는 않지만 표본 크기에 영향을 받지 않는 비교적합지수(Comparative Fit Index: CFI)를 사용하였다.

결 과

주요 변인 간 상관관계

본 연구의 주요 변인들인 가정폭력 노출경험, 파트너 통제, 데이트 폭력의 관계를 알아보기 위해 Pearson 상관분석을 실시하고 결과를 표 2에 제시하였다. 각 변인별 결과를 살펴보면 남성의 경우, 가정폭력 노출경험은 남성의 파트너 통제($r=.22, p<.01$), 남성의 데이트 폭력($r=.20, p<.05$)과 유의한 상관을 나타냈다. 남성의 가정폭력 노출경험 중 부모에 의한 직접폭력은 남성의 부모 간 폭력을 목격한 간접폭력($r=.62, p<.01$), 남성의 파트너 통제($r=.19, p<.05$), 남성의 데이트 폭력 피해($r=.17, p<.05$)와 유의한 정적 상관을 보였고, 남성의 간접폭력은 남성의 파트너 통제($r=.20, p<.05$)와 남성의 데이트 폭력 피해($r=.23, p<.01$)와 유의한 정적 상관을 나타냈다. 또한 남성의 파트너 통제는 남성의 데이트 폭력 가해($r=.40, p<.01$)와 피해($r=.46, p<.01$)와 유의한 상관이 있었으며, 남성의 데이트폭력 가해는 남성의 데이트폭력 피해($r=.77, p<.01$)와 유의한 상관이 있었다.

여성의 가정폭력 노출경험 중 직접폭력은 여성의 간접폭력($r=.56, p<.01$), 여성의 파트너 통제($r=.17, p<.05$)와 유의한 정적 상관이 있었다. 여성의 파트너 통제는 여성의 데이트 폭력 가해($r=.49, p<.01$)와 피해($r=.38, p<.01$)와 유의한 상관을 나타냈다. 또한 여성의 데이트 폭력 가해는 여성의 데이트폭력 피해($r=.64, p<.01$)와 유의한 상관을 나타냈다. 이러한 결과는 가정폭력 노출경험, 파트너 통제, 데이트 폭력의 관계에서 남성과 여성 간의 차이가 있음을 시사한다.

표 2. 주요 변인 간 상관관계(N=278)

변인	남 성							여 성						
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
1. 가정폭력 노출경험	1													
2. 직접폭력	.82**	1												
3. 간접폭력	.96**	.62**	1											
4. 파트너 통제	.22**	.19*	.20*	1										
5. 데이트폭력	.20*	.14	.20*	.46**	1									
6. 데이트폭력 가해	.14	.10	.14	.40**	.94**	1								
7. 데이트폭력 피해	.23**	.17*	.23**	.46**	.95**	.77**	1							
8. 가정폭력 노출경험	.00	-.01	.00	.31	.10	.12	.08	1						
9. 직접폭력	.01	.00	.01	.05	.04	.04	.03	.75**	1					
10. 간접폭력	-.01	-.02	.00	.02	.12	.14	.09	.97**	.56**	1				
11. 파트너 통제	.04	-.02	.06	.12	.28**	.28**	.26**	.13	.17*	.10	1			
12. 데이트폭력	-.11	-.10	-.11	.27**	.49**	.43**	.50**	.09	.15	.06	.49**	1		
13. 데이트폭력 가해	-.10	-.10	-.09	.24**	.38**	.28**	.43**	.10	.15	.07	.49**	.93**	1	
14. 데이트폭력 피해	-.11	-.05	-.12	.25**	.54**	.52**	.49**	.05	.11	.02	.38**	.88**	.64**	1

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

남녀 간 유의한 상관을 나타낸 변인은 파트너 통제와 데이트 폭력이었다. 남성의 파트너 통제는 여성의 데이트폭력 가해($r=.24, p<.01$)와 피해($r=.25, p<.01$)와 유의한 상관을 나타냈고, 여성의 파트너 통제는 남성의 데이트폭력 가해($r=.28, p<.01$)와 피해($r=.26, p<.01$)와 유의한 상관이 있었다. 남성의 데이트폭력 가해는 여성의 데이트폭력 가해($r=.28, p<.01$)와 피해($r=.52, p<.01$)에 유의한 상관을 나타냈으며 남성의 데이트 폭력 피해는 여성의 데이트폭력 가해($r=.43, p<.01$)와 피해($r=.49, p<.01$)에 유의한 상관을 나타냈다.

주요 변인에 대한 남성과 여성의 차이 분석

주요 변인에 대한 남녀 차이를 알아보기 위해 대응표본 t검증을 실시하고, 그 결과를 표 3에 제시하였다. 분석 결과, 가정폭력 노출경험과 파트너 통제, 데이트 폭력 가해에서 성별에 따른 유의한 차이가 나타났으며 여성이 남성에 비해 가정폭력 노출경험($t=-4.44, p<.001$), 직접폭력($t=-3.18, p<.01$), 간접폭력($t=-4.40, p<.001$), 파트너 통제($t=-6.03, p<.001$), 데이트 폭력 가해($t=-6.99, p<.001$)가 높다고 보고하였다. 반면, 데이트 폭력 피해($t=-1.17, ns$)는 성별 간 유의한 차이가 나타나지 않았다.

표 3. 주요 변인에 대한 남녀의 평균과 표준편차(N=278)

변수	남성(N=139)		여성(N=139)		t
	M	SD	M	SD	
가정폭력 노출경험	79.43	17.52	91.84	27.85	-4.44***
직접폭력	23.47	6.43	26.33	8.49	-3.18**
간접폭력	55.96	12.77	65.51	22.19	-4.40***
파트너 통제	6.56	1.97	8.03	2.33	-6.03***
데이트폭력	55.06	9.67	60.58	13.16	-5.48***
데이트폭력 가해	27.24	4.89	32.18	8.25	-6.99***
데이트폭력 피해	27.81	5.38	28.40	6.26	-1.17

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

주요 변인들의 자기효과와 상대방효과

가정폭력 노출경험, 파트너 통제, 데이트 폭력에 대한 자기효과와 상대방효과를 분명하게 알아보기 위해 개별 경로분석을 실시하고 결과를 표 4에 제시하였다. 그 결과 남성의 가정폭력 노출경험은 남성의 파트너 통제($\beta=.22, p < .01$)와 데이트 폭력 피해($\beta=.23, p < .01$)에 유의한 자기효과가 있었다. 또한 남성의 파트너 통제는 자신의 데이트폭력 가해($\beta=.38, p < .001$)와 피해($\beta=.44, p < .001$)에 유의한 자기효과를 보였고 여성의 데이트 폭력 가해($\beta=.19, p < .01$)와 피해($\beta=.36, p < .001$)에 유의한 상대방효과를 나타냈다. 반면, 남성의 가정폭력 노출경험이 여성의 파트너 통제($\beta=.04, ns$)와 데이트 폭력 피해($\beta=-.11, ns$)에 미치는 상대방효과는 유의하지 않았으며 데이트 폭력 가해에 미치는 자기효과($\beta=.14, ns$)와 상대방효과($\beta=-.01, ns$)도 유의하지 않았다.

여성의 가정폭력 노출경험은 자신의 파트너 통제($\beta=.13, ns$), 데이트폭력 가해($\beta=.10, ns$), 피해($\beta=.05, ns$)에 미치는 자기효과와 남성의

파트너 통제($\beta=.03, ns$), 데이트 폭력 가해($\beta=.12, ns$)와 피해($\beta=.08, ns$)에 미치는 상대방효과가 모두 유의하지 않았다. 반면, 여성의 파트너 통제는 자신의 데이트폭력 가해($\beta=.48, p < .001$)와 피해($\beta=.36, p < .001$), 상대방의 데이트 폭력 가해($\beta=.24, p < .01$)와 피해($\beta=.21, p < .01$)에 유의한 자기효과와 상대방효과를 나타냈다.

APIM에 대한 경로분석

본 연구에서는 선행연구를 토대로 남성과 여성의 데이트 폭력에 대한 경로모형을 설정하고, APIM으로 분석한 결과를 그림 1과 2에 제시하였다. 경로모형은 데이트 폭력 가해모형과 피해모형 두 가지로 설정하였다. 가해모형은 CFI= 1.00, TLI=1.18, RMSEA=0.00, 피해모형은 CFI =1.00, TLI=1.15, RMSEA=0.00의 모형 적합도를 나타냈다. 적합도 지수들 중 CFI, TLI의 값은 .90 이상일 경우, RMSEA는 .05 이하일 경우 모형이 적합하다고(홍세희, 2000) 판단한다. 경로모형 중 데이트폭력 가해

표 4. 변인들에 대한 자기효과와 상대방효과

		경로	β	SE
자기 효과		남성의 가정폭력 노출경험 → 남성의 파트너 통제	.22**	.01
		여성의 가정폭력 노출경험 → 여성의 파트너 통제	.13	.01
상대방 효과		남성의 가정폭력 노출경험 → 여성의 파트너 통제	.04	.01
		여성의 가정폭력 노출경험 → 남성의 파트너 통제	.03	.01
자기 효과		남성의 가정폭력 노출경험 → 남성의 데이트 폭력 가해	.14	.02
		여성의 가정폭력 노출경험 → 여성의 데이트 폭력 가해	.10	.03
상대방 효과		남성의 가정폭력 노출경험 → 여성의 데이트 폭력 가해	-.01	.04
		여성의 가정폭력 노출경험 → 남성의 데이트 폭력 가해	.12	.02
자기 효과		남성의 가정폭력 노출경험 → 남성의 데이트 폭력 피해	.23**	.03
		여성의 가정폭력 노출경험 → 여성의 데이트 폭력 피해	.05	.02
상대방 효과		남성의 가정폭력 노출경험 → 여성의 데이트 폭력 피해	-.11	.03
		여성의 가정폭력 노출경험 → 남성의 데이트 폭력 피해	.08	.02
자기 효과		남성의 파트너 통제 → 남성의 데이트 폭력 가해	.38***	.19
		여성의 파트너 통제 → 여성의 데이트 폭력 가해	.48***	.26
상대방 효과		남성의 파트너 통제 → 여성의 데이트 폭력 가해	.19**	.30
		여성의 파트너 통제 → 남성의 데이트 폭력 가해	.24**	.16
자기 효과		남성의 파트너 통제 → 남성의 데이트 폭력 피해	.44***	.20
		여성의 파트너 통제 → 여성의 데이트 폭력 피해	.36***	.21
상대방 효과		남성의 파트너 통제 → 여성의 데이트 폭력 피해	.21**	.24
		여성의 파트너 통제 → 남성의 데이트 폭력 피해	.21**	.17

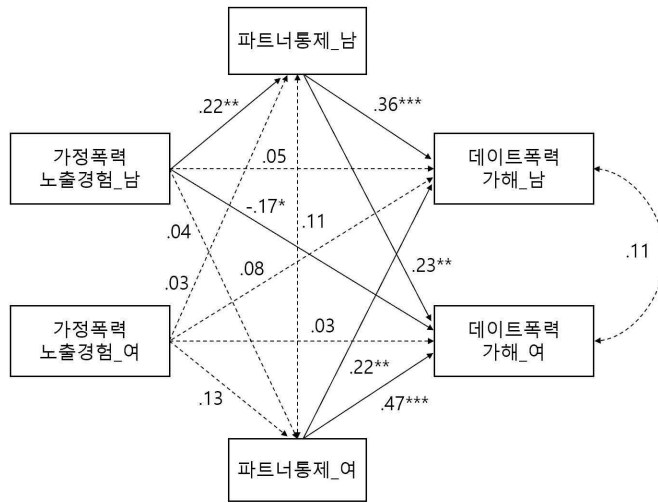
* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

표 5. 데이트폭력 가해 모형의 적합도 지수

	X^2	df	p	TLI	CFI	RMSEA
모형	.001	1	.98	1.18	1.00	0.00

표 6. 데이트폭력 피해 모형의 적합도 지수

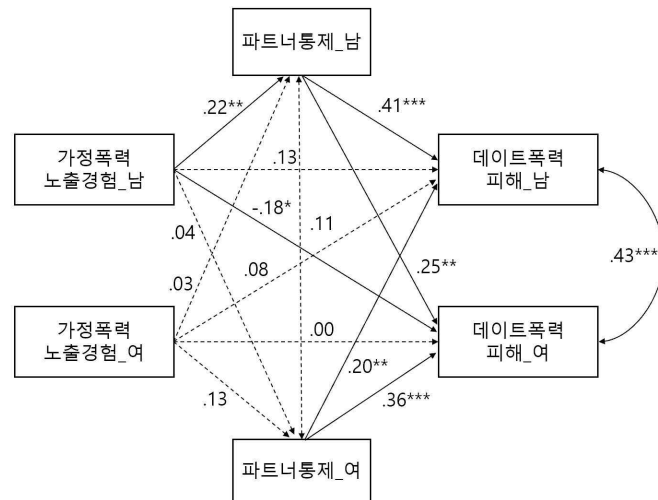
	X^2	df	p	TLI	CFI	RMSEA
모형	.001	1	.98	1.15	1.00	0.00



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

주. 실선은 유의한 경로이며, 점선은 유의하지 않은 경로임.

그림 1. 데이트폭력 가해 모형



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

주. 실선은 유의한 경로이며, 점선은 유의하지 않은 경로임.

그림 2. 데이트 폭력 피해 모형

모형에서 남성의 경우, 가정폭력 노출경험은 $\beta = .22, p < .01$ 를 매개로 남성의 데이트 폭력 가
여성의 데이트폭력 가해($\beta = -.17, p < .05$)에 직
접적인 영향을 미치며 남성의 파트너 통제(β $\beta = .36, p < .001$)와 여성의 데이트 폭력 가해
($\beta = .23, p < .01$)에 영향을 주는 것으로 나타났

다. 반면, 남성의 가정폭력 노출경험은 남성의 데이트 폭력 가해($\beta=.05$, *ns*)와 여성의 파트너 통제($\beta=.04$, *ns*)에는 유의하지 않았다.

여성의 경우, 가정폭력 노출경험이 여성의 데이트폭력 가해($\beta=.03$, *ns*), 남성의 데이트폭력 가해($\beta=.08$, *ns*), 여성의 파트너 통제($\beta=.13$, *ns*), 남성의 파트너 통제($\beta=.03$, *ns*)에 대한 영향이 유의하지 않은 반면, 여성의 파트너 통제가 여성의 데이트폭력 가해($\beta=.47$, $p<.001$), 남성의 데이트폭력 가해($\beta=.23$, $p<.01$)에 직접적인 영향을 주는 것으로 나타났다. 또한 여성의 데이트폭력 가해와 남성의 데이트폭력 가해($\beta=.11$, *ns*), 여성의 파트너 통제와 남성의 파트너 통제($\beta=.11$, *ns*)의 상호관련성이 유의하지 않은 것으로 나타났다.

데이트폭력 피해모형에서 남성의 경우, 가정폭력 노출경험이 여성의 데이트 폭력 피해($\beta=-.18$, $p<.05$)에 직접적인 영향을 주는 것으로 나타났을 뿐 아니라 남성의 파트너 통제($\beta=.22$, $p<.01$)를 매개하여 남성의 데이트폭력 피해($\beta=.41$, $p<.001$), 여성의 데이트 폭력 피해($\beta=.25$, $p<.01$)에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 한편 남성의 가정폭력 노출경험은 남성의 데이트폭력 피해($\beta=.13$, *ns*), 여성의 파트너 통제($\beta=.04$, *ns*)에 유의한 영향을 미치지 않았다.

여성의 경우, 가정폭력 노출경험은 여성의 데이트폭력 피해($\beta=.00$, *ns*), 남성의 데이트폭력 피해($\beta=.08$, *ns*), 여성의 파트너 통제($\beta=.13$, *ns*), 남성의 파트너 통제($\beta=.03$, *ns*)에 유의한 영향을 미치지 않았으나 여성의 파트너 통제가 여성의 데이트폭력 피해($\beta=.36$, $p<.001$), 남성의 데이트폭력 피해($\beta=.25$, $p<.01$)에 직접적인 영향을 주는 것으로 나타났다. 또한 여성과 남성의 데이트폭력 피해에 대한 상호관련

성($\beta=.43$, $p<.001$)을 나타냈으나 파트너 통제에 대한 상호관련성($\beta=.11$, *ns*)은 보이지 않았다.

매개분석

본 연구에서는 경로 모형에서 매개 경로가 유의하게 나타난 남성의 가정폭력 노출경험이 파트너 통제를 통하여 데이트 폭력에 유의한 영향을 미치는지 부트스트래핑을 이용하여 매개효과의 통계적 유의성을 검증하고 결과를 표 7에 제시하였다. 간접효과는 하나 이상의 매개변수가 종속변수에 영향을 미치는 것을 의미한다. 간접효과의 유의성 검증을 위해 Bootstrap을 10,000 샘플에서 실시하였고 95% 신뢰구간이 0을 포함하는지 확인하였다.

그 결과 남성의 가정폭력 노출경험은 남성의 파트너 통제를 매개로 하여 남성의 데이트 폭력 가해($\beta=.09$, $p<.05$, .016~.163)와 피해($\beta=.10$, $p<.05$, .025~.165)에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 반면, 남성의 가정폭력 노출경험이 남성의 파트너 통제를 매개로 하여 여성의 데이트 폭력 가해($\beta=.07$, *ns*)와 피해($\beta=.07$, *ns*)에 미치는 영향은 유의하지 않았다.

논 의

본 연구의 목적은 가정폭력 노출경험과 파트너 통제, 데이트 폭력 간의 관련성을 APIM을 사용하여 커플 단위로 탐색하기 위한 것이었다. 과거에 비해 데이트 폭력 관련 연구가 활발하게 이루어지고 있지만 주로 개인 단위로 분석 하였으며 실제 교제 중인 커플을 단

표 7. 파트너 통제를 매개변인으로 사용하는 매개분석(N=278)

매개 1 : 남성의 가정폭력 → 남성의 파트너 통제 → 남성의 데이트폭력 가해, 여성의 데이트폭력 가해				
Variables	B	S.E	T	P
남성의 가정폭력 → 남성의 파트너 통제	.03	.01	2.64	.008**
남성의 파트너 통제 → 남성의 데이트폭력 가해	.89	.19	4.64	.000***
남성의 파트너 통제 → 여성의 데이트폭력 가해	.94	.31	3.08	.002**
남성의 가정폭력 → 남성의 데이트폭력 가해	.01	.02	.66	.510
남성의 가정폭력 → 여성의 데이트폭력 가해	-.08	.03	-2.32	.020**
Bootstrap	Effect	SE	LL95%CL	UL95%CL
<i>Bootstrap results for indirect effect</i>				
남성의 가정폭력 → 남성의 파트너 통제 → 남성의 데이트폭력 가해	.09	.04	.016	.163
남성의 가정폭력 → 남성의 파트너 통제 → 여성의 데이트폭력 가해	.07	.04	-.018	.146

매개 2 : 남성의 가정폭력 → 남성의 파트너 통제 → 남성의 데이트폭력 피해, 여성의 데이트폭력 피해				
Variables	B	S.E	T	P
남성의 가정폭력 → 남성의 파트너 통제	.03	.01	2.64	.008**
남성의 파트너 통제 → 남성의 데이트폭력 피해	1.11	.20	5.43	.000***
남성의 파트너 통제 → 여성의 데이트폭력 피해	.80	.25	3.23	.001**
남성의 가정폭력 → 남성의 데이트폭력 피해	.04	.02	1.80	.073
남성의 가정폭력 → 여성의 데이트폭력 피해	-.06	.03	-2.31	.021*
Bootstrap	Effect	SE	LL95%CL	UL95%CL
<i>Bootstrap results for indirect effect</i>				
남성의 가정폭력 → 남성의 파트너 통제 → 남성의 데이트폭력 피해	.10	.04	.025	.165
남성의 가정폭력 → 남성의 파트너 통제 → 여성의 데이트폭력 피해	.07	.04	-.007	.141

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

위로 상호관계를 탐색한 국내 연구는 매우 제한되어 있다. 따라서 본 연구에서는 가정폭력 노출경험, 파트너 통제, 데이트 폭력 경험의 남녀차이를 살펴보고 변인들 간 자기효과, 상

대방효과를 알아보았으며, 경로모형을 설정하여 데이트 폭력을 설명할 수 있는 모형을 검증하였다. 본 연구의 결과를 종합해 보면 다음과 같다.

첫째, 남성과 여성은 가정폭력 노출경험, 파트너 통제, 데이트폭력에서 유의미한 성차를 보였다. 여성은 남성에 비해 가정폭력 노출경험, 파트너 통제, 데이트 폭력 가해를 더 높게 보고하였다. 이러한 결과는 여성이 더욱 빈번하게 폭력을 사용한다는 선행연구(강희경, 2007; 강희순, 이은숙, 2014; 김정란, 김경신, 1999; 서경현, 2004; 서경현, 이영자, 2001; 정혜정, 2003; Breslin, Riggs, O'Leary, 1990; Follingstad et al, 1991)와 여성이 남성을 더 통제한다는 선행연구(Stets, 1992)와 일치하는 결과이며 남성이 여성에 비해 가정폭력 노출경험과 데이트 폭력 가해 비율이 높다는 선행연구(서경현, 김봉진, 정구철, 김신섭, 2001; 홍영오, 2017; O'Keffe, 1997; Tontodonato & Crew, 1992)와는 상반되는 결과로 과거에 비해 여성의 폭력성이 증가했다는 것을 나타낸다. 또한 본 연구 대부분의 변인에서 여성이 더 높은 점수를 보고하였는데 이는 여성의 폭력성 증가와 여성과 남성이 인식하는 폭력 수준의 차이, 남성이 여성을 폭행하는 것에 대한 사회적 바람직성 때문에 남성이 설문에 보수적으로 응답하여 나타난 결과일 수 있다.

반면, 데이트 폭력 피해에서는 남녀 간 유의한 차이를 보이지 않았다. 이는 데이트 폭력 피해가 성차를 보이지 않는다는 김예정과 김득성(1999b), 서경현과 이경순(2002), 양혜원과 신혜섭(2006)의 연구와 일치하는 결과이다. 선행연구에서 남성의 데이트 폭력 피해가 증가한다고 나타났지만(김유정, 서경현, 2009; 서경현, 최수동, 김익현, 2007; Sigelman, 1984) 대

부분의 데이트 폭력 피해자는 여성이라는 연구와 인식 때문인지 남성 피해자에 대한 관심이 미흡한 실정이다. 이러한 결과는 여성뿐 아니라 남성의 데이트 폭력 피해에 대한 연구가 필요하다는 것을 보여준다.

둘째, 주요 변인들에 대한 APIM 분석 결과, 남성의 가정폭력 노출경험은 남성의 파트너 통제와 남성의 데이트 폭력 피해에 유의한 자기효과를 나타냈다. 이는 남성의 가정폭력 노출경험이 통제와 관련성이 있다는 Stets(2012)의 연구와 부분적으로 일치하는 결과이며 남성의 가정폭력 노출경험이 자신의 데이트 폭력 피해에 영향을 미친다는 선행 연구 결과(김유정, 서경현, 2009; 서경현, 김봉진, 정구철, 김신섭, 2001; Sigelman, 1984)와 일치하는 결과이다.

반면, 여성의 가정폭력 노출경험은 남성과 여성의 파트너 통제와 데이트 폭력에 유의한 관련성을 나타내지 않았다. 이는 여성의 가정폭력 노출경험이 데이트 폭력에 영향을 주지 않는다는 신혜섭(2007)과 양혜원, 신혜섭(2006)의 연구와 일치하는 결과이다. 또한 남성과 여성의 파트너 통제는 자신의 데이트 폭력 가해와 피해, 상대의 데이트 폭력 가해와 피해에 유의한 자기효과와 상대방효과를 나타냈다. 이는 상호 파트너 통제가 데이트 폭력에 관련이 있다고 보고한 Stets(1991, 1992)의 연구, 신체적 폭력과 파트너 통제의 유의한 상관관계를 보고한 Neufeld 등(1999)의 연구, 연인 간 파트너 통제가 데이트 폭력을 예측한다는 김정란과 김경신(1999)의 연구와 일치하는 결과이며 연인관계에서 파트너 대한 통제 욕구가 강한 남성들이 주로 폭력을 사용한다는 선행 연구(Ehrensaft & Vivian, 1999), 파트너 통제가 데이트 성폭력 가해의 주요 예측변인이라는

남현미(2003)의 연구와 부분적으로 일치하는 결과이다. 이러한 결과는 남성이 여성을 통제할수록 자신의 데이트 폭력 가해와 피해경험에 대한 가능성이 높아지고 남성에게 통제를 당한 여성은 억압당한다고 느껴 남성에게 데이트 폭력을 가하거나 혹은 통제를 수용하여 데이트 폭력 피해로 이어질 가능성이 높다는 것을 의미한다. 비슷한 맥락으로 여성이 남성을 통제할수록 자신의 데이트 폭력 가해와 피해를 경험할 가능성이 높으며 여성에게 통제를 당한 남성 또한 억압과 간섭이라고 느껴 여성에게 데이트 폭력을 가하거나 통제를 수용하여 데이트 폭력으로 이어지는 등 파트너 통제의 상호성을 시사한다.

마지막으로, 가정폭력 노출경험이 데이트 폭력에 영향을 미치는 경로에서 파트너 통제의 매개효과를 살펴보기 위해 남성과 여성의 데이트 폭력 경로 모형을 설정하고 적합도를 검증하였다. 경로모형 결과를 살펴보면, 남성의 가정폭력 노출경험은 남성의 파트너 통제를 매개로 남성의 데이트 폭력 가해와 피해에 영향을 주는 것으로 나타났다. 이는 가정폭력을 경험한 사람들은 그렇지 않은 사람들에 비해 폭력을 모방할 가능성이 크며, 이러한 현상은 여성에 비해 남성에게서 더욱 뚜렷하게 나타난다는 선행연구와 부분적으로 일치하는 결과이다(DeMaris, 1990). 가정폭력에 노출된 남성은 가정에서 가족구성원 간 통제를 경험하게 되며 폭력 경험 중 통제를 통해 자신의 의견을 관철시키는 모습을 학습하여 성인이 된 이후, 역기능적 관계에서 최후의 수단으로 폭력을 사용할 수 있을 것이며 반대로 폭력을 당할 수도 있을 것이다. 반면, 여성의 가정폭력 노출경험은 파트너 통제에 유의한 영향을 주지 않았을 뿐 아니라, 여성의 데이트 폭력

가해와 피해에도 영향을 주지 않는 것으로 나타났다. 이 같은 결과는 여성이 남성과는 달리 가정폭력 경험의 영향을 완충할 수 있음을 시사한다.

또한 남성의 가정폭력 노출경험은 여성의 데이트 폭력 가해와 피해에 부적 영향을 주는 것으로 나타났다. 이는 가정폭력을 경험한 남성이 오히려 파트너의 데이트 폭력 가해와 피해를 약화시킨다는 것을 보여준다. 이러한 결과는 부모의 역기능적인 폭력행동에 노출된 미혼 남성이 데이트 관계에서 공격행동을 억제하는 경향을 보일 수 있음을 나타내지만 이 현상이 결혼 이후에도 지속될지는 알 수 없다. 결혼 전에는 폭력을 억제하던 남성이 결혼 이후에 폭력성을 드러내 가정폭력을 발생시킬 수 있기 때문에 이에 대한 심층적인 중단연구가 필요할 것으로 보인다. 본 연구의 제한점과 후속 연구 과제에 대한 제언은 다음과 같다.

첫째, 본 연구는 온라인으로 자료를 수집하여 가정폭력 노출경험의 여부를 알 수 없는 일반 커플을 대상으로 연구를 진행하여 실제 가정폭력 경험이 있는 커플에 연구 결과를 적용하기 어렵다. 따라서 추후 연구에서는 가정폭력 경험이 있는 커플을 대상으로 연구변인들 간의 관계를 살펴볼 필요가 있다.

둘째, 본 연구는 가정폭력 노출경험과 데이트 폭력을 하위변인들의 총점으로 분석하여 폭력의 하위변인 간 경로를 파악하는데 어려움이 있다. 따라서 추후 연구에서는 폭력을 하위변인으로 나누어 각 변인들에 대한 경로를 분석하는 연구가 필요할 것으로 보인다.

셋째, 본 연구는 데이트 폭력에 영향을 미치는 모형을 확인하기 위해 양적 연구방법을 사용하여 중요한 변인들은 확인하였지만 변인

들 간 인과관계를 확신하기는 어렵다. 후속 연구에서는 체계적인 반복연구를 통해 인과관계를 검증할 필요가 있다.

이러한 제한점에도 불구하고 본 연구는 APIM을 사용하여 성인 남녀 커플을 단위로 데이트 폭력을 연구한 첫 번째 국내연구로 커플 내에서 데이트 폭력에 영향을 미치는 변인들을 체계적으로 연구하였다는데 의의가 있다. 향후 임상군을 대상으로 연구하여 이 같은 결과를 확인하고 인과관계를 검증하는게 필요할 것으로 보인다. 본 연구의 결과는 남성의 가정폭력 노출경험이 자신의 파트너 통제를 매개하여 남성의 데이트 폭력 가해와 피해에 이르는 모형을 설명하고 남성과 여성의 파트너 통제가 데이트 폭력에 중요한 변인임을 확인하여 데이트 폭력 예방에 관한 중요한 기초 자료를 제공하였다고 볼 수 있다.

참고문헌

- 강희경 (2007). 대학생의 가족 폭력에 대한 인식과 데이트 폭력. *청소년학연구*, 14(6), 21-41.
- 강희순, 이은숙 (2014). 대학생의 데이트폭력 가해 예측 요인. *정신간호학회지*, 23(4), 288-298.
- 경찰청 (2017). 연인 간 폭력(데이트폭력). *경찰청 2017*.
- 권석만 (2004). *젊은이를 위한 인간관계의 심리학*. 서울: 학지사.
- 김수경 (2003). 대학생의 이성 친구에 대한 애착과 부모에 대한 애착표상간의 관계. 연세대학교 대학원 석사학위논문.
- 김예정, 김득성 (1999). 데이트관계에서 폭력집단의 특성과 신체적 폭력 발생의 맥락. *한국가족관계학회지*, 4(2), 187-211.
- 김예정, 김득성 (1999a). 대학생들의 데이트폭력에 영향을 미치는 변인들 (I). *대한가정학회지*, 37(10), 27-42.
- 김예정, 김득성 (1999b). 대학생들의 데이트폭력에 영향을 미치는 변인들(II). *한국가정관리학회지*, 17(3), 187-202.
- 김옥수 (2005). 가정폭력 경험과 데이트폭력 허용도가 대학생의 데이트폭력 피해에 미치는 영향. *충북대학교 대학원 석사학위논문*.
- 김용미 (1996). 미혼 대학생의 혼전 단계에서의 신체적 폭력의 경험에 관한 실태 조사 연구 I. *한국가정관리학회지*, 14(1), 187-197.
- 김유정, 서경현 (2009). 폭력적 데이트 관계에서의 충동성과 분노 및 분노조절. *한국심리학회지: 건강*, 14(2), 383-402.
- 김정란 (1999). *대학생의 이성교제 중 폭력과 대처행동*. 전남대학교 대학원 석사학위논문.
- 김정란, 김경신 (1999). 대학생의 이성교제 중 폭력과 대처행동. *대한가정학회지*, 37(8), 73-90.
- 남현미 (2003). *대학생 데이트성폭력 실태와 가해 예측 요인에 관한 연구*. 이화여자대학교 사회복지대학원.
- 노컷뉴스 (2018, 03, 27). 부산데이트폭력 “체포되면서까지 ‘죽일거야’ 협박…끔찍해”.
- 백경임 (1998). CTS2의 자녀용으로 수정 및 한국 대학생에 대한 타당성 검증. *대한가정학회지*, 36(2), 77-89.
- 서경현 (2002). 청소년들의 데이트 폭력 가해 행동에 대한 사회학습적 변인들과 분노의 역할. *한국심리학회지: 문화 및 사회문제*, 8(2), 1-15.

- 서경현 (2009). 이성관계에서 행해지는 데이트 폭력에 관한 연구의 개관. *한국심리학회지: 건강*, 14(4), 699-727.
- 서경현 (2011). 데이트 폭력과 가정폭력 경험에 대한 국가 간 비교 연구. *청소년학연구*, 18(5), 219-243.
- 서경현, 김봉진, 정구철, 김신섭 (2001). 대학생들의 연애평력과 예측변인. *여성건강*, 2(1), 75-97.
- 서경현, 이경순 (2002). 여성들의 분노, 정신병적 경향성 및 중독성이 데이트 폭력 피해에 미치는 영향. *여성건강*, 3(2), 33-53.
- 서경현, 이영자 (2001). 고등학생들의 연애평력에 대한 예측변인. *한국심리학회지: 문화 및 사회문제*, 7(2), 91-106.
- 서경현, 최수동, 김익현 (2007). 아버지의 양육태도와 가정폭력이 대학생의 연인관계와 데이트 폭력에 미치는 영향. *한국심리학회지: 건강*, 12(1), 153-170.
- 손정영 (1997). 갈등대처유형척도 (CTS2)의 한국부부에 대한 타당성 연구. *한국가족관계학회지*, 2(1), 51-87.
- 손혜진, 전귀연 (2003). 미혼 남녀의 개인적, 관계적, 상황적 변인이 데이팅 폭력에 미치는 영향. *대한가정학회지*, 41(2), 43-63.
- 신혜섭 (2007). 데이트관계에서 신체적 폭력의 예측 요인: 여대생의 보고를 중심으로. *한국가족복지학*, 19, 55-75.
- 안귀여루 (2002). 이성교제 폭력행동과 관련된 개인적 변인들에 관한 연구. *한국가족복지학*, 9, 55-75.
- 양혜원, 신혜섭 (2006). 남녀 고교생의 이성교제폭력 실태와 예측요인. *한국청소년연구*, 17(1), 33-59.
- 우현진, 장숙희, 권호인 (2017). 데이트폭력 피해여성의 극복경험에 관한 연구. *한국심리학회지: 여성*, 22(3), 315-335.
- 유선영 (2000). 여대생의 가정폭력 피해와 데이트폭력 피해간의 매개 요인에 관한 연구. 연세대학교 대학원 석사학위논문.
- 이지연, 오경자 (2007). 아동기 부모간 폭력 목격 경험이 대학생의 데이트 폭력에 미치는 영향. *한국심리학회지: 여성*, 12(4), 433-450.
- 장희숙, 조현각 (2001). 대학생 이성교제폭력의 실태와 위험요인들. *한국가족복지학*, 8, 179-204.
- 정혜정 (2003). 대학생의 가정폭력 경험이 데이팅 폭력 가해에 미치는 영향. *대한가정학회지*, 41(3), 73-91.
- 중부일보 (2016, 10, 24). “여자친구에게 맞았어요”...데이트 폭력 남성도 피해자.
- 중앙일보 (2018, 05, 09). “피떡된 나를 또...” 광주 데이트폭력 피해자가 SNS에 올린 글.
- 하예지, 서미경 (2014). 데이트 폭력 인식과 폭력경험에 관한 연구. *사회과학연구*, 30(4), 79-103.
- 홍세희 (2000). 구조 방정식 모형의 적합도 지수 선정기준과 그 근거. *한국심리학회지: Korean Journal of Clinical Psychology*, 19(1), 161-177.
- 홍영오 (2017). 성인의 데이트폭력 가해요인. *형사정책연구*, 28(2), 321-353.
- Bandura, A. (1973). *Aggression: A social learning perspective*, Englewood Cliffs New York: Prentice Hall.
- Breslin, F. C., Riggs, D. S., O'Leary, K. D., & Arias, I. (1990). Family Precursors: Expected and Actual Consequences of Dating Aggression. *Journal of Interpersonal Violence*, 5(2),

- 247-258.
- DeMaris, A. (1990). The dynamics of generational transfer in courtship violence: A biracial exploration. *Journal of Marriage and the Family*, 52(1), 219-231.
- Ehrensaft, M. K, Vivian, D. (1999). Is partner aggression related to appraisals of coercive control by a partner?. *Journal of Family Violence*, 14(3), 251-266.
- Follingstad, D., Wright, S., Lloyd, S., & Sebastian, J. (1991). Sex differences in motivations and effects in dating violence. *Family Relations*, 40(1), 51-57.
- Kenny, D. A. (1996). Models of non-independence in dyadic research. *Journal of Social and personal Relationships*, 13(2), 279-294.
- Kenny, D. A., Kashy, D. A., & Cook, W. L. (2006). Dyadic data analysis (pp.100-111, 144-150, 170-182). New York: Guilford press.
- Laner, M. (1989). Competition and combativeness in courtship: Reports from women. *Journal of Family Violence*, 4(2), 181-195.
- Makepeace, J. (1981). Courtship violence among college students. *Family Relations*, 30(1), 97-102.
- Neufeld, J., Mcnamara, J. R. & Etrl, M. (1999). Incidence and prevalence of dating partner abuse and its relationship to dating practices. *Journal of International Violence*, 14(2), 125-137.
- O' Keefe, M. (1997). Predictors of dating violence among high school student. *Journal of Interpersonal Violence*, 12(4), 546-568.
- Sigelman, C., Berry, C., & Wiles, K. (1984). Violence in college students' dating relationships. *Journal of Applied Social Psychology*, 14(6), 530-548.
- Stets, J. E. (1991). Psychological aggression in dating relationships. *Journal of Family Violence*, 6(1), 97-114.
- Stets, J. E. (1992). Interactive processes in dating aggression: A national study. *Journal of Marriage and the Family*, 54(1), 165-177.
- Stets, J. E. (2012). *Domestic violence and Control*. Springer Verlag Newyork.
- Straus, M., Hamby, S., Boney-McCoy, & Sugarman, D. (1996). The revised Conflict Tactics Scales(CTS2). *Journal of Family*, 17(3), 283-316.
- Tontodonato, P., & Crew, B. K. (1992). Dating violence, social learning theory and gender: A Multivariate analysis. *Violence and victims*, 7(1), 3-14.
- White, J. W., & Koss, M. P. (1991). Courtship violence: Incidence in a national sample of higher education students. *Violence and Victims*, 6(4), 247-56.
- Walker, L. (1984). The battered woman syndrome. *New York: Springer publishing*.

1차원고접수 : 2018. 07. 24.
 심사통과접수 : 2018. 09. 30.
 최종원고접수 : 2018. 10. 01.

The Influence of Experience of Exposure to Family Violence and Partner Control on Dating Violence: Actor Effect and Partner Effect

Yeon Woo Son

Ho In Kwon

Department of Counseling Psychology Jeonju University

This study examined mediating effect of partner control, including the Actor-effect and Partner-effect in the process of experience of exposure to family violence influencing on the dating violence. The subjects of this study were 139 couples of men and women in 20s who have been in relationship for 3 months or longer and the self-report scale of experience of exposure to family violence, dating violence, and partner control was implemented for respective couple. As a result of analyzing the path model using the actor-partner interdependence model, the experience of men's family violence exposure has a direct effect on the perpetration and victimization of dating violence of women and it has a significant influence on the perpetration and victimization of dating violence of men through the partner control of men. On the other hand, the experience of women's exposure to family violence did not have a significant effect on the perpetration and victimization of dating violence in men and partner control has a direct effect on the perpetration and victimization of dating violence of men and women. Such a result shows that the experience of exposure to family violence would have mutually different influence to the dating violence of men and women and the partner control of the couples would have the reciprocity. This study is limited to applying to couples who have experience of family violence exposure because they have conducted general couples who have not been exposed to family violence exposure. Despite of such limitations, this study is the first domestic study of dating violence by adult male and female couples using APIM. also, It is meaningful that the variables affecting dating violence have been systematically studied.

Key words : Family Violence, Partner Control, Dating Violence, APIM