

デートバイオレンス・ハラスメント認知の性差：改訂版デートバイオレンス・ハラスメント尺度の作成と分析（9）

越智, 啓太 / OCHI, Keita

(出版者 / Publisher)

法政大学文学部

(雑誌名 / Journal or Publication Title)

Bulletin of the Faculty of Letters, Hosei University / 法政大学文学部紀要

(巻 / Volume)

87

(開始ページ / Start Page)

25

(終了ページ / End Page)

39

(発行年 / Year)

2023-09-30

(URL)

<https://doi.org/10.15002/00030162>

デートバイオレンス・ハラスメント認知の性差

——改訂版デートバイオレンス・ハラスメント尺度の作成と分析 (9)——

越 智 啓 太

要 約

公的な統計によれば、ドメスティックバイオレンス、デートバイオレンスの被害者は圧倒的に女性が多い。しかし、近年の心理学的な研究では、男性も女性と同程度の暴力やハラスメントを配偶者や恋人から受けているというデータが報告されている。この矛盾の原因として、あるハラスメント行為を「バイオレンス」と認知するかどうかの性差の問題がある可能性がある。つまり、外形的には同じ程度の被害を受けた場合でも、男性は女性に比べて、それをデートバイオレンスだと認知しにくいのではないかというのである。本論文では、この問題についての2つの研究を報告する。第一研究では、女性は男性よりも同じ種類のハラスメント行為について、より不安や恐怖を感じやすいことが示された。第二研究は身体的暴力と支配・監視系ハラスメントについて調査が行われた。その結果、同じ行為であっても男性よりも女性のほうがそれをバイオレンスと認知しやすいことが示された。また、条件によっては女性のほうが、相談機関や家族、友人に相談しやすいことがわかった。

キーワード：デートバイオレンス、ハラスメント、ジェンダー差、性差、被害認知

1. 問題

ドメスティックバイオレンス (domestic violence) は、配偶者や同居している恋人間における暴力のことを指す概念である。近年は、結婚していない交際中のカップルにおける暴力についても、デートバイオレンス (dating violence) として社会問題となっている。また、ここでいう「バイオレンス」も以前は身体的な暴力を主に指す概念であったが、その後、性的暴力、心理的暴力、経済的暴力などについても「バイオレンス」として扱われるようになった。現代ではむしろ、相手の行動の自由を束縛したり相手の行動を監視する、支配監視系の心理的暴力が典型的なものとなっている。

さて、ドメスティックバイオレンス、デートバイオレンスが論じられる場合、男性が加害者、女性が被害者であるという前提のもとに論じられることが多い。実際、警察のドメスティックバイオ

レンス統計における被害者も、配偶者暴力相談センターなどへの来談者も、圧倒的に女性が多い。また、デートバイオレンスについての政府や自治体の調査などにおいても女性の被害率は男性の被害率を大きく上回るのが普通である。

例えば、警察庁の「令和3年度におけるストーカー事案および配偶者暴力事案等への対応状況において」によれば、令和3年度に全国の警察が取り扱った83,042件のドメスティックバイオレンス事案のうち、男性が被害者になったのは25.2%、女性が被害者となったのは74.8%であった。また、全国の配偶者暴力相談支援センターにおける相談件数では、令和2年4月1日～令和3年3月31日までに全国の296カ所の施設において受け付けた129,491件の相談のうち、97.2%が女性からのものであった。このうち、デートバイオレンスのケースに限ってみると、2,933件の相談のうち女性からのものが96.3%であった。

しかしながら、この種のバイオレンスが、男性

→女性の強い方向性を持つという考え方に対しては、近年、多くの反論が現れている (Chan, 2011)。実際には、女性から男性へのバイオレンスやハラスメントも数多く行われているというのである。警察や相談機関などの公的データでなく、一般の人々を対象にして、実際に行われている行為ベース (具体的には「交際相手から、皿などを投げつけられたことがある」や「嫌がっているのに交際相手からポルノやグラビアを見せられたことがある」) を用いて被害者調査を行うと、被害率に性差がなくなるということがわかってきたからである (Archer, 2000; Straus, 2008, 2010; Robertson & Murachver, 2007; White & Dutton, 2013)。我が国でも、NPO 法人エンパワメントかながわが調査しまとめた、『データバイオレンス白書 (vol.5)』の調査では、多くの具体的なデートバイオレンス項目をあげたあとで、「それらの行為をひとつでも受けたことがあるか」と質問すると、交際経験のある 1,329 人の学生のうち、男性で 27.4%、女性で 44.5% が「はい」と回答し、その差は警察や配偶者暴力相談センターの相談件数に比べると大きく減少した。また、それらの行為をひとつでも行ったことがあると加害について自己申告したものの割合では、男性が 20.5%、女性が 21.0% とその割合は男女が逆転した。我々も、同様な調査を行ったところ、現在交際中のカップルにおいて、デートバイオレンス被害率の性差は、消失するか、あるいは逆転した (越智・喜入・甲斐・佐山・長沼, 2015)。興味深い調査としては、2016 年大阪府の高校生グループが府内の約 1,000 人の中高生に対して、「デート DV」についての調査を行ったところ、男子生徒の 3 割以上が「(彼女から) 暴言や暴力を受けて傷ついた」経験があると回答した。これに対して、女子生徒が「(彼から) 暴力を受けた」割合は 12% で、男子の半分以下であった。この調査では、暴言 (言語的暴力)、暴力 (身体的暴力)、LINE チェック、金銭要求 (経済的虐待) で男子生徒の方が女子生徒よりも高い被害を報告し、性的強要についても男子生徒 12%、女子生徒 16% 程度で拮抗していた (毎日新聞, 2016)。

公的データと被害者調査で差が生じる原因については、いくつかの説が提唱されている。例えば、Hamby & Jackson (2010) は、ある行為を「バイオレンス」であると認知するかどうかに、性差があり、女性の方が同じ行為でもバイオレンスと認識しやすいことがこのような差を生じさせると述べている。男性は女性に比べて、より大きくて強いことが多いために、同じ行為でも被害者から見た経験世界は大きく異なり、より不快感や恐怖感を生じさせてしまうというのである。

また、Johnson (1995), Hamby (2009) らは、ささいな暴力やハラスメント行為についてはじつは、性差は存在せず、男性も女性と同様に被害に遭っているが、警察が問題にするような怪我を伴ったり、命に関わるような身体的暴力は、圧倒的に男性の方が多いのが現実であるため、公式統計では男性が加害者であることが多くなってしまおうとする (中程度以上の暴力における) 男女非対称仮説を提唱している。

興味深いところでは、この差は被害者側でなく、相談窓口側の認知の問題であるという考えもある。DV の相談窓口は女性向けのものの方が男性向けよりも多く、かつ充実しているし、また、いざ、相談がなされても行政の側が、「男性は暴力的で危険であるが、女性はそうでない」という先入感をもっているため、男性の被害が過小評価されてしまうというのである (Kingsnorth & MacIntosh, 2007; Tsang, 2015; Hamel, 2020)。さらには、このような行政の側の姿勢から、そもそも男性被害者が「警察等の行政機関は自分の被害についてどうせ何もしてくれないだろう」と思ってしまい、通報が抑制されるからだということも指摘されている (Drijber, Reijnders & Ceelen, 2013)。

本研究では、これらの考えのうち、まず、最初にあげた「同じ行為」でも、それを「バイオレンス」と認知するかについて性差が存在し、その結果として公的な統計で男性が加害者、女性が被害者として報告されやすいというものに注目し、実証的なデータによって分析してみようと思う。

2. 第一研究：デートバイオレンス認知の性差

第一研究で、まず調査するのはさまざまなバイオレンス行為について、それを「バイオレンス」だと認知するかに性差が存在するのか、そして、とくに女性の方が男性よりも同じ行為でも「被害」と感じやすいかどうかである。具体的には、さまざまな具体的なデートバイオレンス行為をあげ、それが「デートバイオレンス (DV)」に当たると思うかを評定させることにした。

また、同時にデートバイオレンス認知を規定している要因について、探索的に調査することを試みる。被害者がさまざまなタイプのバイオレンス行為を受けたときに、恐怖や不快感を生じると思われるが、この感覚が強い場合にはその行為を「バイオレンス」だと認知し、それほど強くない場合には「バイオレンス」だと認知しない可能性がある。一般に、男性のほうが女性よりも力が強いので、女性から男性へのバイオレンス行為は、男性から女性へのバイオレンス行為に比べて被害者にこれらの感情を生じさせにくい可能性がある。これは、男性の「バイオレンス」の過小評価をつくりだし、バイオレンス認知、そして、公的な統計の違いを作り出している可能性がある。そこで、各種の具体的なデートバイオレンス行為について、それを受けたときにどの程度「不快」を感じるか、「恐怖」を感じるかについて評定させ、これとデートバイオレンス認知の関係を明らかにしようと思う。

最後に、ある行為を「バイオレンス」であると認知する閾値が低い場合、自分が交際中の相手との間でより、自分は「(デートバイオレンスの)被害」を受けたと認知し、申告しやすくなるのかについて調査してみたいと思う。

以上、まとめてみると本調査における仮説は以下の通りとなる。

仮説1：男性と女性では、女性のほうが同じ行動をされた場合でもそれを「バイオレンス」である

と感じやすい。

仮説2：男性と女性では、同じ行為をされても感じる不快感が異なり、男性のほうが不快に感じにくい。

仮説3：男性と女性では、同じ行為をされても感じる恐怖感が異なり、男性のほうが恐怖感を感じにくい。

仮説4：ある行為を「バイオレンス」であると認知しやすい場合、自らをデートバイオレンスの被害者であると申告しやすくなる。

方法

調査参加者と手続き

あらかじめ調査会社のデータベースに登録されている調査協力候補者の中から、現在異性と交際している全国の18歳～29歳までの未婚の男女を対象に実験参加者を募集した。当初、男女400名ずつ計800名の実験参加者を集める予定であり、人数に達したところで募集を打ち切る予定であった。女性は予定通り、400名の参加者が集まったが、男性は期限までに190名しか集まらなかった。そのため、分析対象者は、590名（男性190名、女性400名）となった。調査の実施に先立って、調査に関する概要説明、データの使用方法、途中撤回が可能であることなどについての説明文書を呈示し、調査対象となることに同意したもののみに対して調査を行った。調査は2021年11月に(株)クロス・マーケティングに委託して行った。回答に要する時間は、おおむね5分程度であった。参加者はこの調査に回答することでのちに商品などと交換することが出来る一定のポイントを得ることが出来た。なお、調査票の末尾にはデートバイオレンスについての公的相談窓口の連絡先についての情報を掲載した。

質問紙の構成

質問紙では、まず、調査協力者の年齢、性別、交際期間、「あなたは今の交際相手からデートバイオレンスの被害を受けたことがありますか」(はい・いいえの二者択一)について回答させたあと、「もし、現在の交際相手から以下のようなことを

された場合、あなたは「デートバイオレンス (DV) の被害を受けたと思いますか」、「もし、現在の交際相手から以下のようなことをされた場合、あなたはどの程度不快に思いますか」、「もし、現在の交際相手から以下のようなことをされた場合、あなたはどの程度、恐怖を感じますか」の3種類の質問について、越智他 (2015) の改訂版デートバイオレンス・ハラスメント尺度を構成する35種類の行動記述を示して評定させた。

この尺度は、身体的暴力、間接的暴力、性的暴力、言語的暴力、支配監視系暴力、経済的暴力、つきまとい・ストーキングの7個の下位尺度から構成されており、それぞれ具体的なデートバイオレンス・ハラスメントを示す5つの項目からなっている。評定尺度としては、それぞれの項目について、「まったく思わない (1)」「思わない (2)」「どちらかといえば思わない (3)」「どちらでもない (4)」「どちらかといえば思う (5)」「思う (6)」「非常に思う (7)」で解答させた。

また、同じ35項目について、そのような行為を受けた場合、あなたは「どの程度不快に思いますか」、「どの程度、恐怖を感じますか」について7段階で評定させた。評定尺度は、不快認知については、「まったく不快に思わない (1)」「不快に

思わない (2)」「どちらかといえば思わない (3)」「どちらでもない (4)」「どちらかといえば不快に思う (5)」「不快に思う (6)」「非常に不快に思う (7)」、恐怖認知については、「まったく恐怖を感じない (1)」「恐怖を感じない (2)」「どちらかといえば恐怖を感じない (3)」「どちらでもない (4)」「どちらかといえば恐怖を感じる (5)」「恐怖を感じる (6)」「非常に恐怖を感じる (7)」であった。

結果

調査参加者の基本的な属性とその性差

分析対象者の平均年齢は、男性 24.71 歳 (標準偏差 3.05)、女性 24.67 歳 (2.93) であった。交際期間は、男性 26.69 ヶ月 (24.10)、女性 26.44 ヶ月 (24.29) であった。それぞれの値について差があるかどうかを t 検定によって検定したところ、年齢については $t(588) = 0.125$ 、交際期間については $t(588) = 0.118$ (いずれも両側検定) となり、それぞれ有意な差は認められなかった。

バイオレンス認知における性差

35項目の評定結果を7種類のデートバイオレンス・ハラスメント尺度の下位尺度ごとに合計し、その得点について性差があるかについて t 検定で分析した。結果を Table 1 に示す。すべての尺度

Table 1 各種バイオレンス・ハラスメント行為における「バイオレンス」認知の性差

	性別	平均値	標準偏差	t 値	有意差 (両側)	効果量
身体的暴力	男性	4.32	2.53	-0.91	n.s.	-0.08
	女性	4.53	2.71			
間接的暴力	男性	4.06	2.31	-1.16	n.s.	-0.10
	女性	4.31	2.54			
支配監視	男性	3.61	2.02	-0.03	n.s.	-0.00
	女性	3.61	2.13			
言語的暴力	男性	3.73	2.08	-0.57	n.s.	-0.05
	女性	3.84	2.21			
性的暴力	男性	3.85	2.23	-1.04	n.s.	-0.01
	女性	4.07	2.42			
経済的暴力	男性	3.76	2.11	-0.70	n.s.	-0.06
	女性	3.89	2.29			
ストーキング	男性	3.85	2.19	-0.42	n.s.	-0.04
	女性	3.93	2.34			

効果量は cohen の d

について有意な性差は認められなかった。

不快感における性差

7種類のデートバイオレンス・ハラスメント尺度について、不快感得点に性差があるかt検定で分析した。結果をTable 2に示す。すべての尺度について有意な性差が認められ、女性の方が男性よりも同じ行為からより強い不快感を感じていることが示された。

恐怖における性差

7種類のデートバイオレンス・ハラスメント尺度について、恐怖得点に性差があるかt検定で分析した。結果をTable 3に示す。すべての尺度について有意な性差が認められ、女性の方が男性よりも同じ行為からより強い恐怖を感じていることが示された。

バイオレンス認知と自己被害の申告の関連

自分が現在、デートバイオレンスの被害を受け

Table 2 各種バイオレンス・ハラスメント行為における不快感評定値の性差

	性別	平均値	標準偏差	t 値	有意差 (両側)	効果量
身体的暴力	男性	5.62	1.68	-7.21	$p < .01$	-0.64
	女性	6.47	1.15			
間接的暴力	男性	5.51	1.62	-7.36	$p < .01$	-0.65
	女性	6.36	1.13			
支配監視	男性	5.17	1.65	-5.51	$p < .01$	-0.49
	女性	5.86	1.32			
言語的暴力	男性	5.33	1.61	-7.08	$p < .01$	-0.62
	女性	6.15	1.17			
性的暴力	男性	5.05	1.71	-8.35	$p < .01$	-0.74
	女性	6.10	1.29			
経済的暴力	男性	5.19	1.62	-7.37	$p < .01$	-0.65
	女性	6.06	1.21			
ストーキング	男性	5.34	1.60	-5.67	$p < .01$	-0.50
	女性	6.02	1.25			

効果量は cohen の d

Table 3 各種バイオレンス・ハラスメント行為における恐怖感評定値の性差

	性別	平均値	標準偏差	t 値	有意差 (両側)	効果量
身体的暴力	男性	5.16	1.76	-9.68	$p < .01$	-0.85
	女性	6.35	1.18			
間接的暴力	男性	5.06	1.68	-9.38	$p < .01$	-0.83
	女性	6.17	1.15			
支配監視	男性	4.68	1.72	-5.04	$p < .01$	-0.44
	女性	5.38	1.49			
言語的暴力	男性	4.56	1.71	-4.22	$p < .01$	-0.37
	女性	5.18	1.62			
性的暴力	男性	4.59	1.74	-8.10	$p < .01$	-0.71
	女性	5.68	1.41			
経済的暴力	男性	4.57	1.66	-5.17	$p < .01$	-0.46
	女性	5.29	1.56			
ストーキング	男性	5.04	1.69	-6.11	$p < .01$	-0.54
	女性	5.81	1.29			

効果量は cohen の d

ているかについての評定について分析を行った。この質問に「はい」と答えたのは、14人(男性6人、女性8人)であり、全体の2.4%に過ぎなかった。次に、被害を受けていないもの(576人)と被害者の間で、「バイオレンス」認知の得点に差があるかを調べた。この結果をTable 4に示す。すべての項目で有意な差はみられなかった。また、被害を受けているかどうかとバイオレンス認知得点の相関を算出したが、すべての尺度で有意な相関は見られなかった。結果をTable 5に示す。

次に不快、恐怖尺度についてやはり、被害を受けていないものと被害を受けているもので差があるかについて探索的な事後分析を行った。t検定の結果、不快感では、身体的暴力、間接的暴力、言語的暴力、性的暴力、ストーキングで、恐怖感では、身体的暴力、支配監視、言語的暴力、性的暴力、ストーキングで有意な差が見られた(Table 6.7)。ただし、この差はいずれも、被害を受けていると申告したもののほうが、不快感や恐怖感が少ないという結果であった。これは、仮説とは逆の方向性であった。このような結果が得られた背景には、実際の被害者が自分の被害を過小評価した

り、合理化したりするバイアスが存在するのかもしれない。

考察

本研究の結果、仮説2, 3は検証されたが、仮説1, 4は検証されなかった。

まず、仮説1についてであるが、これは、男女間のデートバイオレンス被害率が調査方法によって大きく異なる原因が、「バイオレンス」認知の違いにあるという当初の予測に反するものである。ただし、「バイオレンス」認知についての評定を項目ごとに分析してみると全35項目のうち、女性のほうが得点が高いものが、30項目あり、事後的にこの得点について、符号検定をすると $Z = -4.07, p < .01$ となった。これは、女性のほうが同じ行為についてそれをよりデートバイオレンスと捉えやすいという結果である。もちろん、これは事後的なノンパラメトリック検定であり、仮説を支持することにはならないが、仮説1についてはさらなる検討が必要であることを示唆するものかもしれない。そこで、この点については第二研究で再び検討してみたい。

Table 4 各種バイオレンス・ハラスメント行為の被害の有無と「バイオレンス」認知

	性別	平均値	標準偏差	t 値	有意差(両側)	効果量
身体的暴力	被害者でない	4.46	2.66	0.12	n.s.	0.03
	被害者	4.39	2.33			
間接的暴力	被害者でない	4.23	2.47	-0.32	n.s.	-0.08
	被害者	4.41	2.20			
支配監視	被害者でない	3.61	2.09	-0.53	n.s.	-0.15
	被害者	3.91	2.15			
言語的暴力	被害者でない	3.80	2.18	-0.21	n.s.	-0.05
	被害者	3.91	1.95			
性的暴力	被害者でない	4.00	2.37	-0.11	n.s.	-0.03
	被害者	4.06	2.04			
経済的暴力	被害者でない	3.85	2.24	-0.30	n.s.	-0.07
	被害者	4.00	1.93			
ストーキング	被害者でない	3.90	2.30	-0.18	n.s.	-0.04
	被害者	4.00	1.99			

効果量は cohen の d

被害者でないもの = 576; 被害者 = 14

t 検定は、等分散を仮定しない t 検定

Table 5 各種バイオレンス・ハラスメント行為の被害の有無と「バイオレンス」認知の相関

	相関係数	検定
身体的暴力	-.004	<i>n.s.</i>
間接的暴力	.012	<i>n.s.</i>
支配監視	.022	<i>n.s.</i>
言語的暴力	.008	<i>n.s.</i>
性的暴力	.004	<i>n.s.</i>
経済的暴力	.011	<i>n.s.</i>
ストーキング	.006	<i>n.s.</i>

検定は無相関検定

Table 6 各種バイオレンス・ハラスメント行為の被害の有無と不快感認知

	性別	平均値	標準偏差	t 値	有意差 (両側)	効果量
身体的暴力	被害者でない	6.22	1.37	1.80	$p < .05$	0.78
	被害者	5.14	2.24			
間接的暴力	被害者でない	6.11	1.33	1.83	$p < .05$	0.76
	被害者	5.09	2.09			
支配監視	被害者でない	5.66	1.45	1.59	<i>n.s.</i>	0.60
	被害者	4.79	2.05			
言語的暴力	被害者でない	5.92	1.34	2.10	$p < .05$	0.91
	被害者	4.67	2.21			
性的暴力	被害者でない	5.79	1.50	2.12	$p < .05$	0.77
	被害者	4.63	2.04			
経済的暴力	被害者でない	5.80	1.39	1.61	<i>n.s.</i>	0.62
	被害者	4.93	2.01			
ストーキング	被害者でない	5.83	1.38	2.33	$p < .05$	0.84
	被害者	4.66	1.87			

効果量は cohen の d

被害者でないもの = 576; 被害者 = 14

t 検定は、等分散を仮定しない t 検定

Table 7 各種バイオレンス・ハラスメント行為の被害の有無と恐怖感認知

	性別	平均値	標準偏差	t 値	有意差 (両側)	効果量
身体的暴力	被害者でない	5.99	1.47	1.77	$p < .05$	0.68
	被害者	4.97	2.14			
間接的暴力	被害者でない	5.83	1.42	1.75	<i>n.s.</i>	0.69
	被害者	4.84	2.11			
支配監視	被害者でない	5.18	1.59	2.05	$p < .05$	0.65
	被害者	4.14	1.87			
言語的暴力	被害者でない	4.99	1.67	1.44	$p < .05$	0.41
	被害者	4.31	1.75			
性的暴力	被害者でない	5.36	1.59	2.37	$p < .05$	0.78
	被害者	4.11	1.95			
経済的暴力	被害者でない	5.08	1.62	1.72	<i>n.s.</i>	0.49
	被害者	4.29	1.70			
ストーキング	被害者でない	5.59	1.45	2.60	$p < .05$	0.87
	被害者	4.33	1.81			

効果量は cohen の d

被害者でないもの = 576; 被害者 = 14

t 検定は、等分散を仮定しない t 検定

また、第2仮説、第3仮説については、予想どおり、性差がみられ、同じ行為の被害に遭っても女性の方が男性よりも不快感や恐怖を感じるということがわかった。そこで次に、不快感と恐怖感と「バイオレンス」認知の関係を分析するために、これらの間の相関係数を算出した。結果をTable 8に示す。不快感と恐怖感の関係は、いずれも高い値であった。また、不快感、恐怖感と「バイオレンス」認知の相関については、言語的暴力の恐怖と認知、経済的暴力の恐怖と認知については有意な相関はみられなかったが、それ以外のものについては $p < .01$ で有意な相関が見られた。この関係をもう少し詳細に分析するために、「バイオレンス」認知、不快感、恐怖についてほかの一つの変数を制御変数とした偏相関係数を算出した。その結果をTable 9に示す。ここに示されたように不快感を制御変数にした場合、恐怖感と「バイオレンス」認知の有意な相関は消失した。これは、「バイオレンス」認知は基本的には不快感と関連している、恐怖感とは関連していないことを意味している。つまり、被害を受けた場合の「バイオレンス」認知は恐怖感でなく、不快感によって引き起こされるということである。

最後に、仮説4であるが、これは当初の予測に反する結果が得られた。「バイオレンス」認知の閾値は、自分の被害認知、申告とは関係しなかった。ただし、この結果についてはこの研究において、実際に被害に遭っていると申告したものが極めて少なかったため、明らかな結果とはいえない

であろう。今後のさらなる検討が必要だと思われる。

3. 第二研究：デートバイオレンス認知と相談・通報における性差

第一研究においては、ある行為をデートバイオレンスと認知するかどうかについては、性差が存在しなかった。しかし、事後的な検定において、女性と男性ではその認知に差があることが示唆されたので、本研究では、もう一度この点について検討してみることにする。

また、第二研究では、とくにそれぞれの行為の被害を受けた場合、警察や相談機関、友人、家族等に相談をする可能性がどの程度あるか（相談可能性）について、それぞれの相談先ごとに調査を行った。デートバイオレンス・ハラスメントが、公的なデータに反映されるかどうかは、被害が自分の中にとどまって暗数化せずに、相談機関や警察等に申告するかどうか、重要になってくるからである。

本研究の仮説は以下のようなものになる。

仮説5：男性と女性では、女性のほうが同じ行動をされた場合でもそれを「バイオレンス」であると感じやすい（仮説1と同じ）。

仮説6：男性と女性では同じ行為をされた場合でも、それについて相談するかどうか異なる。女性は男性よりも公的機関や他人に相談しやすい。

仮説7：女性は男性よりも警察、相談機関など公

Table 8 DVの認知、不快感、恐怖感の相関係数

	不快 - 恐怖	不快 - 認知	恐怖 - 認知
身体的暴力	0.756	0.270	0.250
間接的暴力	0.746	0.244	0.227
支配監視	0.723	0.230	0.203
言語的暴力	0.555	0.209	0.079
性的暴力	0.755	0.246	0.178
経済的暴力	0.618	0.214	0.117
ストーキング	0.749	0.210	0.206

注) 網掛けの部分は $p < .01$

Table 9 DVの認知、不快感、恐怖感の偏相関係数

	不快 - 恐怖	不快 - 認知	恐怖 - 認知
制御変数	認知	恐怖	不快
身体的暴力	0.739	0.127	-0.074
間接的暴力	0.732	0.116	0.069
支配監視	0.710	0.123	0.055
言語的暴力	0.552	0.199	-0.045
性的暴力	0.746	0.173	0.012
経済的暴力	0.612	0.182	-0.021
ストーキング	0.738	0.085	0.076

注) 網掛けの部分は $p < .01$

的統計に反映されるような相談先に相談しやすい。

方法

調査参加者と手続き

あらかじめ調査会社のデータベースに登録されている調査協力候補者の中から、現在異性と交際している全国の18歳～29歳までの未婚の男女150名ずつ合計300名が参加した。調査の実施に先立って、調査に関する概要説明、データの使用方法、途中撤回が可能であることなどについての説明文書を呈示し、調査対象となることに同意したもののみに対して調査を行った。調査は2023年1月に(株)クロス・マーケティングに委託して行った。回答に要する時間は、おおむね5分程度であった。参加者はこの調査に回答することでのちに商品などと交換することが出来る一定のポイントを得ることが出来た。なお、調査票の末尾にはデートバイオレンスについての公的相談窓口の連絡先についての情報を掲載した。

質問紙の構成

質問紙では、まず、調査協力者の年齢、性別、交際期間について回答させた。続いて、身体的暴力、支配・監視について、比較的強度の強いもの、弱いものについての具体的な記述を呈示し、それがDVにあたるかどうかを7段階で評定させた。用いたのは、身体的暴力の高強度「交際相手から拳で殴られ、口の中を切ってかなり出血した」、低強度「交際相手から平手でたたかれた。顔が少し赤く腫れた」、支配・監視の高強度「交際相手に、意に反してGPSアプリで監視され、しつこくつきまとわれたり、居場所を確認されたり、電話やLINEに即座に応答するように強要された」、低強度「交際相手に、意に反して携帯の通話履歴をチェックされた」である。評定尺度は、「まったくデートバイオレンスではない(1)」「デートバイオレンスとはいえない(2)」「どちらかといえばデートバイオレンスではない(3)」「どちらでもない(4)」「どちらかといえばデートバイオレンスである(5)」「デートバイオレンスである(6)」

「確実にデートバイオレンスである(7)」である。これをデートバイオレンス認知得点とする。

これに引き続いて上記4種類の暴力を現在の交際相手からされた場合、どの程度、外部機関や知人等に相談するかについてやはり7段階で評定させた。相談先として、警察、相談機関、同性の友人・先輩・後輩、異性の友人・先輩・後輩、家族の5つを用い、評定尺度は「絶対相談しない(1)」「相談しないだろう(2)」「おそらく相談しないだろう(3)」「わからない(4)」「おそらく相談するだろう(5)」「相談するだろう(6)」「絶対相談する(7)」の7段階であった。これを相談可能性得点とする。

その後、各種の被害を受けた場合の原因帰属の質問と被害帰属についての個人差を測定する心理尺度を行ったが、これらについては今回は分析の対象としなかった。

結果

調査参加者の基本的な属性とその性差

分析対象者の平均年齢は、男性24.68歳(標準偏差3.19)、女性24.52歳(2.97)であった。交際期間は、男性24.74ヶ月(19.89)、女性27.07ヶ月(25.63)であった。それぞれの値について差があるかどうかをt検定によって検定したところ、年齢については $t(298)=0.450$ 、交際期間については $t(298)=-0.886$ (いずれも両側検定)となり、それぞれ有意な差は認められなかった。

デートバイオレンス・ハラスメント認知の性差

身体的暴力、支配・監視、それぞれの虐待と2つのレベルの強度ごとのデートバイオレンス・ハラスメント認知得点に性差があるかどうかについてt検定を行った。結果をTable 10に示す。すべての条件で性差に5%水準以下の有意差が見られた(いずれも両側検定)。また、念のため、三元配置の分散分析を行い、各条件で性差について多重比較を行ったが、これについてすべての条件で性差が有意となった。

デートバイオレンス・ハラスメント種類と相談先

身体的暴力と支配・監視について、虐待の種類と強度、相談先を独立変数とした多変量検定を

Table 10 DVの種類・強度と「バイオレンス」認知の性差

種類	強度	性別	平均値	標準偏差	t 値	有意差 (両側)	効果量	F 値	多重比較 (bonferroni)
身体的暴力	強	男性	5.97	1.72	-1.88	$p < .05$	-0.22	3.53	$p < .05$
		女性	6.33	1.66					
	弱	男性	5.71	1.70	-2.63	$p < .01$	-0.30	6.89	$p < .05$
		女性	6.22	1.64					
支配監視	強	男性	5.44	1.89	-2.33	$p < .01$	-0.29	5.42	$p < .05$
		女性	5.92	1.68					
	弱	男性	5.13	1.76	-1.71	$p < .05$	-0.20	2.92	$p < .05$
		女性	5.48	1.75					

効果量は cohen の d

Table 11 DVの種類・強度と相談可能性得点

	身体的暴力		支配監視	
	強	弱	強	弱
警察	4.38	3.75	3.79	2.91
相談機関	4.19	3.73	3.71	2.99
同性の友人・先輩・後輩	4.95	4.64	4.66	4.17
異性の友人・先輩・後輩	4.28	4.06	4.09	3.80
家族	4.25	4.03	3.94	3.50

行った。その結果、虐待の種類について $F(1,299) = 101.61, p < .01$ 、強度について $F(1,299) = 155.44, p < .01$ 、相談先について $F(1,296) = 34.25, p < .01$ 、虐待の種類と強度の交互作用について $F(1,299) = 10.03, p < .01$ 、虐待の種類と相談先について $F(4,296) = 12.88, p < .01$ 、強度と相談先の交互作用について $F(1,296) = 18.82, p < .01$ 、三元の交互作用について $F(4,296) = 1.02, n.s.$ となった。多重比較の結果、身体的虐待、強い強度の場合に相談可能性が高く、相談先は、同性の友人・先輩・後輩がもっとも高い値となり、異性の友人、家族、警察、相談機関と続くことがわかった。

相談活動の性差

上記の分析の級間要因として性差を加え、虐待の種類ごとにあらためて多変量検定を行った。まず、身体的暴力については、性別について $F(1,298) = 12.99, p < .01$ 、強弱について $F(1,298) = 66.42, p < .01$ 、強弱と性差の交互作用について $F(1,298) = 0.34, n.s.$ 、相談先について $F(4,295) = 27.08,$

$p < .01$ 、相談先と性差の交互作用について $F(4,295) = 7.78, p < .01$ 、相談先と強弱の交互作用について $F(4,295) = 8.25, p < .01$ 、三元の交互作用について $F(4,295) = 0.47, n.s.$ となった。相談先については、同性の友人・先輩・後輩がもっとも高い値となり、異性の友人、家族、警察、相談機関と続いた。性差については、警察と異性の友人への相談では差がなかったが、そのほかの条件では女性のほうが相談可能性が高く、とくに同性の友人と家族で差は大きかった。

支配・監視については、性別について $F(1,298) = 2.10, n.s.$ 、強弱について $F(1,298) = 116.38, p < .01$ 、強弱と性差の交互作用について $F(1,298) = 1.17, n.s.$ 、相談先について $F(4,295) = 33.96, p < .01$ 、相談先と性差の交互作用について $F(4,295) = 8.01, p < .01$ 、相談先と強弱の交互作用について $F(4,295) = 12.60, p < .01$ 、三元の交互作用について $F(4,295) = 1.70, n.s.$ となった。相談先については、身体的虐待と同様、同性の友人・先輩・後輩がもっとも

高い値となり、異性の友人、家族、警察、相談機関と続いた。性差については、警察と相談機関、異性の友人については、差がなかったが、そのほかの条件では女性のほうが相談可能性が高く、とくに同性の友人で性差が大きかった。

各相談先ごとの相談可能性得点を虐待の種類とその強度ごとに集計したものを Table 12～16 に示す。

女性は公的相談機関に相談しやすいか

仮説7について検討するために、あらためて、

Table 12 DVの種類・強度と警察への相談可能性得点

種類	強度	性別	平均値	標準偏差	t 値	有意差 (両側)	効果量
身体的暴力	強	男性	4.27	1.65	-1.09	<i>n.s.</i>	-0.13
		女性	4.48	1.63			
	弱	男性	3.63	1.64	-1.27	<i>n.s.</i>	-0.15
		女性	3.87	1.63			
支配監視	強	男性	3.89	1.72	1.03	<i>n.s.</i>	0.12
		女性	3.69	1.77			
	弱	男性	3.05	1.53	1.57	<i>n.s.</i>	0.18
		女性	2.77	1.56			

効果量は cohen の d

Table 13 DVの種類・強度と相談機関への相談可能性得点

種類	強度	性別	平均値	標準偏差	t 値	有意差 (両側)	効果量
身体的暴力	強	男性	4.01	1.62	-2.02	$P < .05$	-0.23
		女性	4.37	1.53			
	弱	男性	3.49	1.65	-2.50	$P < .01$	-0.28
		女性	3.97	1.62			
支配監視	強	男性	3.70	1.68	-0.07	<i>n.s.</i>	-0.01
		女性	3.71	1.69			
	弱	男性	3.05	1.58	0.66	<i>n.s.</i>	0.08
		女性	2.93	1.57			

効果量は cohen の d

Table 14 DVの種類・強度と同性の友人への相談可能性得点

種類	強度	性別	平均値	標準偏差	t 値	有意差 (両側)	効果量
身体的暴力	強	男性	4.51	1.76	-4.71	$P < .01$	-0.54
		女性	5.39	1.49			
	弱	男性	4.17	1.81	-4.82	$P < .01$	-0.56
		女性	5.11	1.55			
支配監視	強	男性	4.29	1.76	-3.92	$P < .01$	-0.45
		女性	5.04	1.56			
	弱	男性	3.88	1.81	-2.88	$P < .01$	-0.33
		女性	4.47	1.72			

効果量は cohen の d

Table 15 DVの種類・強度と異性の友人への相談可能性得点

種類	強度	性別	平均値	標準偏差	t 値	有意差 (両側)	効果量
身体的暴力	強	男性	4.17	1.77	-1.08	n.s	-0.12
		女性	4.39	1.66			
	弱	男性	3.90	1.80	-1.56	n.s	-1.80
		女性	4.22	1.76			
支配監視	強	男性	4.00	1.73	-0.94	n.s	-0.11
		女性	4.19	1.70			
	弱	男性	3.67	1.81	-1.22	n.s	-0.14
		女性	3.92	1.68			

効果量は cohen の d

Table 16 DVの種類・強度と家族への相談可能性得点

種類	強度	性別	平均値	標準偏差	t 値	有意差 (両側)	効果量
身体的暴力	強	男性	3.83	1.72	-3.96	$p < .01$	-0.46
		女性	4.66	1.89			
	弱	男性	3.64	1.71	-3.72	$p < .01$	-0.43
		女性	4.43	1.94			
支配監視	強	男性	3.64	1.69	-2.90	$p < .01$	-0.56
		女性	4.23	1.85			
	弱	男性	3.33	1.70	-1.65	$p < .01$	-0.42
		女性	3.67	1.86			

効果量は cohen の d

Table 12, 13 をみても、女性がとくに警察に相談しやすいという傾向は見られなかった。また、相談機関についても支配監視の場合には性差は見られなかった。これは、警察の発表する公的統計が少なくともある程度（とくに性ごとの比率）については、実際のデートバイオレンス・ハラスメント行為を反映している可能性を示唆している。

考察

まず、第一研究と異なり、第二研究では同じ行為であっても、女性の方がそれを「バイオレンス」であると認知しやすいことが示された。第一研究と異なるのは、第一研究では、さまざまな行為形態について、調査が行われたのに対して、第二研究では比較的限られた項目で評定が行われたということである。これらのことから、バイオレンス

認知に性差が生じるかどうかは、行為によって異なるということがいえるであろう。この差がどのようなものなのか、また、この違いを作り出している原因が何かについては、今後も検討していくことが必要であろう。

次に仮説6については、虐待の種類と強度、相談機関との間に交互作用が見られたため、一般的に女性のほうが相談可能性が高いとはいえなかった。分析の結果をまとめると Table 17 のようになる。

最後に仮説7についても支持されなかった。ただし、注意しなければならないのは、ここでは、あくまで、相談可能性についての評定値が分析対象だという点である。実際に、警察や相談機関を訪問する場合には、さまざまな要因が関係してくる可能性がある。とくに、男性被害者の場合、「こ

Table 17 DVの相談可能性についての調査結果の要約

相談先	相談可能性の性差
警察	虐待の種類、強度にかかわらず男女で差は生じない。
相談機関	身体的虐待の場合に女性のほうが相談しやすい。
同性の友人	虐待の種類、強度にかかわらず女性のほうが相談しやすい。とくに身体的暴力の場合に性差が大きい。
異性の友人	虐待の種類、強度にかかわらず男女で差はない。
家族	虐待の種類、強度にかかわらず女性のほうが相談しやすい。とくに身体的暴力の場合に性差が大きい。

のような相談をしてもどうせ、相談に乗ってくれないだろう」とか「馬鹿にされるのではないか」という不安が相談行動を抑制する可能性があるだろう。

4. まとめ

本研究では、公的統計と被害者（加害者）調査におけるデートバイオレンスの加害－被害者の性差の割合の違いと、その原因について調査を行った。とくに、この違いを作り出しているのが、同じ程度の行為の被害を受けた場合でも、それをデートバイオレンスと認知するか否かの性差が存在するからであるという仮説について検討した。

調査の結果、第一研究では、「バイオレンス」認知の差は検出されなかったが、第二研究ではこの差が検出された。公式統計や調査における性差の違いの少なくともある程度の部分は、この認知の違いに起因している可能性があると思われる。

また、「バイオレンス」認知は、被害者の感じる不快感によって規定されていることがわかった。これは、同じ程度の行為を受けても一般に力が強い男性は、それをあまり不快に思わないのに対して、女性はそれを不快に感じるのが、「バイオレンス」認知の性差を作り出している原因のひとつだということの意味している。

ただし、この問題は虐待行為の具体的な様態によって異なる可能性があり、この点については引き続きの検討が必要であろう。

第二研究では、各種の被害を受けた場合の相談

先と相談可能性とその性差について調査した。その結果、警察、相談機関と異性の友人への相談には性差が存在しなかったが、同性の友人、家族については女性の方が相談しやすいということがわかった。当初は、警察や相談機関などの公的な相談機関への相談可能性が公的データと調査における性差をつくりだしていると考えたが、この結果はこの仮説は必ずしも支持しなかった。

注

- 注1) 本研究の計画は法政大学文学部心理学科・心理学専攻研究倫理委員会において承認されたものである（承認番号 21-0115,22-0096）
 注2) 本研究の実施に当たっては、日本学術振興会科学研究費助成事業（基盤研究C）JP20K03421 および2019年度日工組社会安全財団一般研究助成の助成を受けた。

文献

- Archer, J. (2000). Sex differences in aggression between heterosexual partners: A meta-analytic review. *Psychological Bulletin*, 126 (5), 651-680.
 Chan, K. L. (2011). Gender differences in self-reports of intimate partner violence: A review. *Aggression and Violent Behavior*, 16 (2), 167-175.
 Drijber, B. C., Reijnders, U. J., & Ceelen, M. (2013). Male victims of domestic violence. *Journal of Family Violence*, 28 (2), 173-178.
 Hamby, S. (2009). The gender debate about intimate partner violence: Solutions and dead ends. *Psychological Trauma: Theory, Research, Practice, and Policy*, 1, 24-34.

- Hamby, S., & Jackson, A. (2010). Size does matter: The effects of gender on perceptions of dating violence. *Sex Roles*, 63 (5), 324-331.
- Hamel, J. (2020). Explaining symmetry across sex in intimate partner violence: Evolution, gender roles, and the will to harm. *Partner Abuse*, 11, 228-267.
- Johnson, M. P. (1995). Patriarchal terrorism and common couple violence: Two forms of violence against women. *Journal of Marriage and the Family*, 57, 283-294.
- Johnson, M. P. (2006). Conflict and control: Gender symmetry and asymmetry in domestic violence. *Violence against Women*, 12 (11), 1003-1018.
- Kingsnorth, R. F., & MacIntosh, R. C. (2007). Intimate partner violence: The role of suspect gender in prosecutorial decision-making. *Justice Quarterly*, 24 (3), 460-495.
- 毎日新聞 (2016). デートDV 暴言や暴力…被害者は男子生徒, 女子の倍以上 (2016.2.7)
- 越智啓太, 喜入暁, 甲斐恵利奈, 佐山七生, 長沼里美 (2015). 改訂版デートバイオレンス・ハラスメント尺度の作成と分析 (1) - 被害に焦点を当てた分析 - 法政大学文学部紀要, 71,135-147.
- 越智啓太, 喜入暁, 甲斐恵利奈, 佐山七生, 長沼里美 (2016). 改訂版デートバイオレンス・ハラスメント尺度の作成と分析 (2) - 加害に焦点を当てた分析 - 法政大学文学部紀要, 72, 161-171.
- Robertson, K., & Murachver, T. (2007). It takes two to tangle: Gender symmetry in intimate partner violence. *Basic and Applied Social Psychology*, 29 (2), 109-118.
- Straus, M. A. (2008). Dominance and symmetry in partner violence by male and female university students in 32 nations. *Children and Youth Services Review*, 30 (3), 252-275.
- Straus, M. A. (2010). Thirty years of denying the evidence on gender symmetry in partner violence: Implications for prevention and treatment. *Partner Abuse*, 1 (3), 332-362.
- Straus, M. A. (2011). Gender symmetry and mutuality in perpetration of clinical-level partner violence: Empirical evidence and implications for prevention and treatment. *Aggression and Violent Behavior*, 16 (4), 279-288.
- Straus, M. A., & Gozjolko, K. L. (2014). "Intimate terrorism" and gender differences in injury of dating partners by male and female university students. *Journal of Family Violence*, 29 (1), 51-65.
- Tsang, W. W. H. (2015). Do male victims of intimate partner violence (IPV) deserve help? Some reflections based on a systematic review. *The Hong Kong Journal of Social Work*, 49, 51-63.
- White, K. R., & Dutton, D. G. (2013). Perceptions of female perpetrators. In *Perceptions of Female Offenders* (pp. 101-116). Springer, New York, NY.

Gender Differences in Perception of Dating Violence/Harassment Development and Analysis of The Revised Version of The Dating Violence/ Harassment Scale (9)

OCHI Keita

Abstract

Several recent psychological studies indicate that men are attacked and harassed by their partners to the same extent as women. However, official statistics report that women are far more likely to be victims. The cause of this contradiction is the problem of gender differences in whether or not certain acts are recognized as violence. Even if men and women suffer the same degree of violence, men tend not to perceive it as violence compared to women.

In this study, we conducted two surveys on this issue. The first study showed that women were more anxious and frightened by the same types of behavior than men. The second study investigated physical violence and control-type abuse. As a result, it was shown that even if the perpetrator's behavior was the same, women were more likely to perceive it as violence. In addition, depending on the conditions, it was found that women were more likely to seek consulting from support centers, family and friends.

Keywords : dating violence; harassment; gender difference; recognition of victimization