

מאמרים מתורגמים

תפיסת השפעת התקשורת ולגיטימיות דמוקרטית: המקרה של מתנחלי עזה*

יריב צפתי ויונתן כהן

תקציר

במאמר זה אנו בוחנים את הטענה שהתפיסה כי לתקשורת השפעה חזקה על הציבור עלולה, באופן עקיף, להוביל את מי שרואים את עצמם מופלים לרעה מהסיקור התקשורתי לנכונות מוגברת להשתתף במחאה פוליטית אלימה. את הטיעון הזה אנו בוחנים באמצעות מדגם של מתנחלים יהודים ברצועת עזה ($n = 413$) בהקשר הדרמטי של משאל חברי הליכוד על תוכניתו של ראש הממשלה דאז, אריאל שרון, לסגת מרצועת עזה ולפנות את המתנחלים מבתיהם ('תוכנית ההתנתקות'). הממצאים מראים שהמתנחלים תפסו את הסיקור בכלי התקשורת כבעל השפעה רבה על דעת הקהל בישראל וכמוטה לרעתם. תפיסות אלו השפיעו על הנכונות של המתנחלים להצדיק שימוש באלימות כדי להתנגד לפינוי הממשמש ובא. בקרב המתנחלים השפיעו תפיסות אלו – שהתקשורת

* המאמר תורגם מן המקור האנגלי ועובד לנוסח העברי על ידי המחברים:

Tsfati, Y. & Cohen, J. (2005). The Influence of Presumed Media Influence in Democratic Legitimacy – The Case of Gaza Settlers. *Communication Research*, 32(6): 794–821.

ד"ר יריב צפתי הוא מרצה בכיר בחוג לתקשורת באוניברסיטת חיפה. דואר אלקטרוני:

ytsfati@com.haifa.ac.il

ד"ר יונתן כהן הוא מרצה בכיר וראש החוג לתקשורת באוניברסיטת חיפה. דואר

אלקטרוני: jcohen@com.haifa.ac.il

היא בעלת השפעה חזקה על הציבור ושהדימוי התקשורתי שלהם בה מיוצג באור שלילי – גם על מחשבותיהם בנוגע לעזיבת היישובים ברצועת עזה ועל אמונת חוסר החוללות הפוליטית, קרי האמונה שלפעולה פוליטית אינדיבידואלית אין או לא יכולה להיות השפעה על התהליך הפוליטי.

מבוא

יותר משני עשורים חלפו מאז הציע ו' פיליפס דייוויסון כי 'במקרים מסוימים, תקשורת מובילה להתנהגות לא בשל השפעתה על הנמענים שאליהם לכאורה היא מיועדת אלא מפני שאחרים (אנשים שלישיים) חושבים שיש לה השפעה על הקהל' (Davison, 1983:1). בשנים האחרונות בחנו חוקרים רעיון זה בחינה מחודשת ותיעדו את ההשפעות של תפיסות העוצמה של התקשורת במגוון היבטים של החיים החברתיים, ובכללם פיקוח הורי על תוכני טלוויזיה מזיקים (Hoffner & Buchanan, 2002), כוונות עישון בקרב בני נוער (Gunther et al., 2004), מחשבות על מוביליות במקום המגורים (Tsfati & Cohen, 2003) והכנות לבאג 2000 (Tewksbury, Moy & Weis, 2004). מהצטברות המחקרים עולה כי אנשים פועלים על-פי תפיסותיהם את השפעות התקשורת, ללא קשר לשאלת נכונותן של אותן התפיסות. אלברט ג'אנתר ודאגלס סטורי (Gunther & Storey, 2003) קראו לתהליך זה 'ההשפעה של תפיסת השפעת התקשורת'. במאמר זה אנו בוחנים את הטענות שעניינו הדרך שבה הציבור תופס את ההשפעה של התקשורת בהקשר של לגיטימיות דמוקרטית ומחאה אלימה. אנו בוחנים את האפשרות כי תפיסת הסיקור התקשורתי כבעל השפעה חזקה בתוספת התפיסה כי סיקור זה מוטה לרעתו של ציבור מסוים יובילו לנכונותו המוגברת של אותו הציבור להשתמש במחאה אלימה. במילים אחרות, התפיסה שהחלטות דמוקרטיות התקבלו בשל סיקור תקשורתי לא הוגן עלולה לשמש הצדקה לחברי קבוצות פוליטיות אופוזיציוניות, המאוימים על ידי החלטות אלו, לנהוג באלימות. אנו בודקים רעיון זה בהקשר הדרמטי של מתנחלי עזה ותגובותיהם למשאל חברי הליכוד בנושא תוכנית ההתנתקות מרצועת עזה של ראש הממשלה אריאל שרון, שהתקיים במאי 2004.

מתנחלי עזה ותוכנית ההתנתקות

בשנת 2005 גרו ברצועת עזה כ־7,000 מתנחלים ב־21 יישובים. אף שבזמנו

נהנו ההתנחלויות מתמיכה רחבה בדעת הקהל הישראלית ומתמיכה של מקצת האליטה הפוליטית, היו יחסיהם של המתנחלים עם ממשלות ישראל, הן עם ממשלות הליכוד והן עם ממשלות העבודה, מתוחים לעתים קרובות (Sprinzak, 1985). משנות השמונים של המאה העשרים, ובייחוד משנות התשעים, עמדו ההתנחלויות במרכזם של עימותים פוליטיים סוערים. הן הוצגו בידי אחדים מהשמאל הישראלי (ובכללם ראשי ממשלות ושרים) כנטל ולא כנכס מבחינת דימוי ישראל שהן יוצרות בעולם וקידום סיכויי השלום באזור, כעול כלכלי וכסיבה לרבות מבעיותיה של ישראל. בהקשר של העימות הפוליטי בין ישראל לבין פלסטין נתפסו ההתנחלויות בדעת הקהל הישראלית כחלק של הפריפריה החברתית (אף שלעתים קרובות הן נהנו מעוצמה פוליטית לא פרופורציונית), והדימוי שדבק בציבור המתנחלים קשור בביטויים של קיצוניות פוליטית ושל אלימות כלפי שכניו הערבים.

סיקור ההתנחלויות בתקשורת הישראלית התמקד ב'חדשות אי-סדר' (אברהם, 2001). ניתוח תוכן שעשה אלי אברהם (Avraham, 2003) הראה שהנושאים המסוקרים בתכיפות הגבוהה ביותר בהקשר של ההתנחלויות הם הסכסוך הישראלי-ערבי, התקפות על פלסטינים ועימותים עם ממשלות ישראל (שם: 137–139).

הסיקור התעלם מהיבטים אחרים של החיים בהתנחלויות, כגון התפתחות כלכלית, תעשייה ותרבות. העיתונאים ראו במתנחלים 'אחרים', השתמשו במונחים 'אנחנו' ו'הם', ותיארו את תושבי ההתנחלויות כבעלי מאפיינים אחרים משל אזרחים ישראלים במרכזו הקונצנזוס (Avraham, 2003: 114–125). זאת ועוד, הסיקור התקשורתי תיאר את ההתנחלויות כ'מערב פרוע' חסר-חוק, שאינו תורם דבר לחברה (אברהם, 2001). 'המתנחלים הוצגו כאשמים בכל המתרחש, כמי שמשפיעים לרעה על "כולנו" ועל כל תחומי חיינו, כבעלי מאפיינים שונים מהכלל וכו' [...] לא הייתה נטייה בקרב מרבית העורכים והעיתונאים לאמץ את נקודת המבט של הקבוצה או את הטרמינולוגיה שלה באשר לשמה, לשם האזור בו היא גרה ועוד' (שם: 124).

את תוכנית ההתנתקות יזמה ממשלת שרון בדצמבר 2003 בתגובה ללחצים בין-לאומיים לקדם את התהליך המדיני ובשל אמונתה שהסכם עם הפלסטינים אינו אפשרי. התוכנית כללה נסיגה חד-צדדית של צה"ל מרצועת עזה ואת פינוי של 1,600 משפחות מההתנחלויות ברצועה. לפי שרון, מטרת התוכנית היא לצמצם את החיכוך בין האוכלוסייה הפלסטינית לבין הצבא והמתנחלים בשטח זה. התוכנית גם התכוונה להפחית את הלחץ הבין-לאומי על ישראל, להפחית את העלות הכלכלית הכרוכה במימון אבטחת ההתנחלויות ולבחון את האפשרות של ריבונות פלסטינית בשטח מוגדר ומצומצם.

שרון אולץ על ידי חברי ליכוד בכירים ונציגי המתנחלים במפלגה, שלטענתם הייתה התוכנית מנוגדת לעמדה המסורתיות של הליכוד, להעמיד את התוכנית למשאל חברים. המתנחלים ותומכיהם ניהלו קמפיין כנגד תוכנית שרון, שאותה הם כינו 'תוכנית הגירוש', הן בכלי תקשורת ההמונים והן מדלת לדלת. התוכנית הנתה מתמיכה רבה בדעת הקהל הישראלית ועד 29 באפריל (שלושה ימים לפני מועד המשאל) ניבאו סקרי דעת קהל בקרב מצביעים פוטנציאליים של שרון רוב בקרב חברי מפלגתו לאשר את תוכנית ההתנתקות. סקרים שפורסמו ב־29 באפריל ניבאו שרוב המצביעים יתנגדו להתנתקות בקלפי, ובסופו של דבר שרון אכן נכשל במשאל החברים.

אף שסיקור ההתנחלויות בכלי התקשורת הישראליים נוטה בדרך כלל, כפי שצוין לעיל, להיות שלילי, הראה ניתוח תוכן של סיקור הוויכוח בעניין תוכנית ההתנתקות, שהתקיים בשבועות שקדמו למשאל החברים של 2 במאי, כי הפעם היה הסיקור מאוזן באופן יחסי. תמיר שפר (Sheafer, 2005) ניתח 534 היגדי חדשות ומאמרי דעות שעסקו בהתנתקות ושפורסמו בשלושת העיתונים המובילים בישראל בין 3 במרס ל־2 במאי 2004. תוצאות הניתוח הראו שהסיקור היה מאוזן באופן יחסי, כאשר שרון ותומכיו זכו לסיקור מעט חיובי יותר בשלבים המוקדמים של הקמפיין, ואילו מתנגדי התוכנית נהנו מסיקור אהוד בשבוע האחרון.

הנתונים למחקר הנוכחי נאספו בקרב מתנחלי רצועת עזה בימים שקדמו למשאל המתפקדים בליכוד. רוב המשיבים רואינינו לפני שפורסמו תוצאות הסקרים שניבאו את כישלונה של התוכנית בקלפי. כל המתנחלים רואינינו בתנאים יוצאי הדופן של חוסר ודאות והאיום שהתוכנית תמומש והם יאלצו לעזוב את בתיהם. באווירה זו בחנו את ההשפעה של תפיסות המתנחלים את עוצמת התקשורת על נכונותם להצדיק אלימות פוליטית ואת כוונותיהם להשתמש בה, כדי להתנגד לפינוי.

אלימות פוליטית ומחאה אלימה

- את המחקר על שורשיה של האלימות הפוליטית אפשר לחלק לשלושה:
- א. תאוריות אישיות, המדגישות את מקומם של גורמים אישיותיים ושל הרקע האישי בנקיטת אלימות פוליטית (פדהצור וקנטי־נסים, 2003).
 - ב. תאוריות פרימורדיאליות, המתארות את האלימות כנובעת מחסמים בין־תרבותיים בין הציוויליזציות, המכשילות את האפשרות להסדיר את העימותים בדרכי שלום.

ג. תאוריות סוציו-קוגניטיביות, המדגישות את השיבותן של תפיסות וקוגניציות חברתיות סובייקטיביות.

אנו מתמקדים בקבוצה האחרונה של התאוריות, בתאוריות הסוציו-קוגניטיביות. הזרם המחקרי החשוב ביותר במסורת הסוציו-קוגניטיבית מקורו בעבודתו של טד ר' גור (Gurr, 1970) בנושא קיפוח יחסי, שלפיה מחאה אלימה נובעת מחוסר שביעות רצון ומתסכול ממצב ספציפי, ובעיקר מהאמונה, המבוססת על ההשוואה החברתית בין קבוצות ויחידים אחרים, שפרט או קבוצה זכאים ליותר משאבים (מהותיים או סמליים) מאשר הם מקבלים בהווה. כתאוריה סוציו-קוגניטיבית, תאוריית הקיפוח היחסי מדגישה את הצד הסובייקטיבי ואת הממד התפיסתי של השוואה חברתית זו וגורסת שהשוואות כאלו אינן חייבות להיות מעוגנות במציאות.

עמי פדהצור, באדי חסיסי ואברהם בריכטה הציעו שלגיטימציה פוליטית, ולא תפיסות של קיפוח יחסי כשלעצמן, היא הגורם המשפיע על מחאה פוליטית, ובייחוד על תמיכה באלימות פוליטית ברמת הפרט (Pedahzur, Hasisi & Brichta, 2000). לטענתם, התנסות אישית במצב של חוסר לגיטימיות חייבת לתווך בין תפיסות של קיפוח יחסי לבין הצדקת מעשי האלימות. בהינתן התנאים החיצוניים, אנשים מסוימים עשויים לחוש שקיפוחם מוצדק או לחשוב שהממשלה עושה דיה כדי לתקן את המצב. רק תפיסות של קיפוח יחסי, המוליכות לתפיסת השלטון כלא לגיטימי, עשויות להיתרגם לאלימות. התמקדות זו בחוסר לגיטימיות עולה בקנה אחד עם הספרות הקלסית במדעי המדינה, המתארת את הלגיטימציה כמרכיב מרכזי בדמוקרטיה יציבה (Lipset, 1960).

אך למרות ההכרה הגוברת בחשיבותן של תפיסות סובייקטיביות, חוקרים העוסקים במקורות הסוציו-קוגניטיביים של תמיכה באלימות פוליטית נוטים להזניח את מקורותיהן של תפיסות אלו. תפיסות של חוסר לגיטימיות דמוקרטית מתעצבות במידה מסוימת בעקבות תהליכים תקשורתיים. מכיוון שהתקשורת אמורה לשמש מקור בלתי מוטה למידע פוליטי המאפשר לאזרחים לקבל החלטות פוליטיות מושכלות, כל הטיה נתפסת בסיקור התקשורתי עלולה לסכן את הלגיטימציה הנתפסת של התהליך הפוליטי. לכן, כאשר אנשים חושבים שהסיקור של אמצעי תקשורת ההמונים מוטה כנגד קבוצתם, וכשהם חושבים שלסיקור זה השפעה חזקה על דימוים הציבורי, הם עשויים לחשוב שהתהליך הדמוקרטי אינו הוגן, ומכאן גם לא לגיטימי. נוסף על כך, המחשבה, שבשל הטיות בסיקור התקשורתי, כלל הציבור אינו יכול לשמוע את הדעות שהקבוצה סבורה שהן הנכונות (ואולי אפילו רואה בהן ברורות מאליהן), לא די שהיא מערערת את הלגיטימיות של החלטות שנתקבלו בדרך דמוקרטית,

אלא אף מגבירה את התסכול שחווים בני קבוצת המיעוט. לכן קבוצה התופסת את עוצמת התקשורת כחזקה וכי הסיקור התקשורתי מוטה לרעתה, עלולה, באופן עקיף, להצדיק את השימוש באלימות פוליטית, כדי להתנגד להחלטות דמוקרטיות (הנתפסות כלא לגיטימיות).

מנקודת מבט תקשורתית, אלימות פוליטית מתוארת לעתים תכופות ככניסה לפוליטיקה מ'הדלת האחורית'. כלומר כטקטיקה שמשתמשים בה גורמים חסרי ערך חדשותי באופן יחסי, כדי למשוך את תשומת הלב של התקשורת ובאמצעותה להשיג את מטרותיהם הפוליטיות (Weimann & Winn, 1994). אך גישה זו אינה מסבירה מדוע קבוצות הנהנות מערך חדשותי רב עדיין נוהגות להשתמש באלימות פוליטית. בהינתן המחקר על חשיבות חוסר הלגיטימיות הפוליטית של הצדקת אלימות ותמיכה בה, יישומו של רעיון 'ההשפעה של השפעות התקשורת' מציע עוד נתיב שדרכו תפיסות הסיקור התקשורתי עשויות להסביר מחאה פוליטית אלימה.

חוסר חוללות פוליטית (sense of political efficacy)

נוסף על בחינת ההשפעה העקיפה שיש לתפיסות השפעות התקשורת על תמיכה באלימות פוליטית, אנו בוחנים אם תהליך זה משפיע על אמונת המתנחלים ביעילות המשחק הפוליטי, כפי שהוא מתקשר לתחושת ההשפעה הפוליטית של המתנחלים או להיעדרה.

אנגוס קמפבל, ג'ראלד גורין ומילר וורן (Campbell, Gurin & Warren, 1954) הגדירו תחושת חוללות פוליטית (sense of political efficacy) כ'תחושה שלפעולה פוליטית אינדיבידואלית יש, או יכולה להיות, השפעה על התהליך הפוליטי'.

כלומר 'התחושה שלפרט משתלם לבצע את חובותיו האזרחיות, שינוי חברתי ופוליטי הוא אפשרי, וכי האזרח הפרטי יכול להביא לידי שינוי זה' (Campbell, Gurin & Warren, 1954: 187).

כאשר אנשים חשים שהסיקור החדשותי מוטה כנגד קבוצתם וכנגד האידאולוגיה שלהם, ואינו מספק להם הזדמנות הוגנת לשכנע את הציבור בצדקתם; ויתרה מזאת, כאשר הם חשים שהציבור מושפע מסיקור זה ומתוך כך תומך בהחלטות פוליטיות הנתפסות כמוטעות, הם עשויים לחוש חסרי חוללות פוליטית. טיעון זה עולה בקנה אחד עם מחקרים המראים את הבסיס הרציונלי של תחושת חוללות פוליטית ואת עיגונה בתנאים הסביבתיים (למשל הצלחות עבר, השתייכות לרוב, וכדומה) (Madsen, 1987; Tsfati, 1999).

מחקרים תקשורתיים על 'היסק התקשורת המשפיעה' (Gunther, 1998; Gunther & Christen, 1999; Gunther et al., 2001) מראים כי תפיסות 'אדם

שלישי' משפיעות על תפיסת 'אקלים הדעה' (Gunther, 1998). לפי תאוריה זו, אנשים סבורים כי מה שהתקשורת אומרת היום משפיע על התפלגות דעת הקהל מחר. חברים בקבוצות הזוכות לסיקור תקשורת שלילי, התופסים כי לסיקור זה השפעה חזקה על הציבור, עשויים לתפוס עצמם כבעלי סיכויים מופחתים לשכנע את כלל האוכלוסייה בצדקת עניינם. לכן קבוצות פוליטיות המסוקרות באופן שלילי, הסבורות שלסיקור זה השפעה חזקה על דימוין, עשויות ללקות בתחושת חוסר חוללות פוליטית (חוסר אמונה עמוק באשר ליכולתן לחולל שינוי פוליטי).¹

מחשבות על שינוי מקום המגורים

עוד תוצר של האפקט הלא ישיר של תפיסות השפעת התקשורת עשוי להיות כוונותיהם של המתנחלים לעבור דירה. זאת לפי מחקר שתיעד אפקטים כאלו על תושבי עיירות הפיתוח בישראל, הסובלות מסיקור תקשורת שלילי (Tsfati & Cohen, 2003). ההסבר הפסיכולוגי לתהליך נעוץ בתאוריית הזהות החברתית (Tajfel & Turner, 1986). מכיוון שאנו נוטים לנתק את עצמנו מקבוצות הסובלות מדימוי חברתי נמוך, האמונה שהתקשורת גורמת לדימוי נמוך של קבוצה שאליה אנו משתייכים עשויה לגרום לנו לרצות להתנתק מהקבוצה, כאשר העתקת מקום המגורים היא אופציה. מכאן, שעוד תוצאה אפשרית של תפיסות המתנחלים את ההשפעה החזקה של סיקורם השלילי עשויה להיות רצונם לעזוב את ההתנחלויות שבהן הם התגוררו, תוצאה שבאופן פרדוקסלי אפשר לתפוס כהיפוך המוחלט של הכוונה להתנגד לפינוי באלימות.

השערות המחקר

בהתבסס על מחקרים בנושא ההשפעה של תפיסת השפעות התקשורת (Tsfati & Cohen, 2003) ועל היסק התקשורת המשפיעה (Gunther, 1998), אנו משערים כי (H1) בקרב מתנחלי עזה, תפיסת השפעת הסיקור התקשורת של ההתנחלויות תשפיע על דימוין הנתפס של ההתנחלויות. השערתנו השנייה מבוססת על תאוריות של אי-לגיטימיות פוליטית ותמיכה באלימות פוליטית (Pedahzur, Hasisi & Brichta, 2000). אנו משערים כי (H2) דימוי שלילי נתפס של ההתנחלויות ישפיע על הצדקת האלימות, שבתורה תשפיע (AH2) על כוונה להשתמש באלימות כדי להתנגד לפינוי.

ההשערה השלישית מבוססת על מחקרים הקושרים בין תחושת השפעה פוליטית למשתנים שונים כגון הצלחה בעבר והיות הקבוצה במיעוט או ברוב

(Madsen, 1987). אנו משערים כי (H3) דימוי שלילי נתפס של ההתנחלויות ישפיע על תחושת חוסר החוללות הפוליטית של המתנחלים. השערתנו האחרונה (H4) מבוססת על מחקרים בנושא ההשפעה של תפיסת השפעות התקשורת בתחום של שינוי במקום המגורים (מוביליות). השערה זו מנבאת כי דימוי שלילי נתפס של ההתנחלויות יהיה קשור בכוונות של המתנחלים לעבור דירה מרצונם.

שיטת המחקר

מדגם

הנתונים למחקר זה נאספו על ידי היחידה לייעוץ סטטיסטי באוניברסיטת חיפה, באמצעות סקרים טלפוניים שנעשו בשבועות האחרונים של אפריל 2004. בסיס הדגימה כלל את כל 1,267 בתי האב בהתנחלויות ברצועת עזה, שהופיעו במאגרי בוק בזמן הסקר. רשימת מספרי הטלפון סודרה באופן אקראי וכל בית אב שעמו לא נוצר קשר לאחר 15 ניסיונות חיוג הוחלף בבית אב אחר מהרשימה. מבין בני המשפחה של בתי האב נבחרו בוגרים בני 17 ומעלה, ונעשה ניסיון לאזן בין גברים ובין נשים. הראיונות נערכו בעברית. שיעור התגובה על פי נוסחת האיגוד האמריקאי לחקר דעת קהל (AAPOR) היה $RR1 = .52$.

במדגם השתתפו 413 משיבים, 57% מהם נשים. הגיל הממוצע היה 36 (SD = 11.96). 67% הגדירו את עצמם דתיים, 18% חילונים ו-9% מסורתיים (השאר לא דיווחו על מידת דתיותם). 60.5% דיווחו על מוצא מזרחי, ו-29.2% על מוצא אשכנזי, היתר דיווחו על מוצא מעורב. המשיבים למדו במוצע 14.81 שנות לימוד (SD = 4.38) והתגוררו ברצועת עזה במשך 13.14 שנים (SD = 7.01).

מדדים

כוונות להתנגדות אלימה לפינוי. ההיגד שמדד כוונות להתנגד לפינוי בכוח נוסח כך: 'אם יבואו לפנות אותי מביתי, אתנגד בכוח'. אפשרויות התשובה נעו בין 1 ('כלל לא מסכים') ל-5 ('מסכים מאוד'). ממוצע התשובות להיגד היה 2.20 וסטיית התקן הייתה 1.63.

הצדקת השימוש באלימות נמדדה באמצעות היגד סקר שנוסחו היה (בעקבות Pedhazur et al., 2000) 'כשאסון מדיני עומד בפתח ומוצו אמצעי המחאה ללא הועיל, פעולה אלימה עשויה להיות מוצדקת'. אפשרויות התשובה נעו בין 1 ('כלל לא מסכים') ל-5 ('מסכים מאוד'). ממוצע התשובות להיגד היה 1.80 וסטיית התקן הייתה 1.35.

תחושת חוסר חוללות פוליטית. זו נמדדה באמצעות ההיגד שנוסחו היה 'כיחיד אין לי השפעה רבה על התהליך הפוליטי'. גם כאן נעו אפשרויות התשובה בין 1 ('כלל לא מסכים') ל-5 ('מסכים מאוד'). ממוצע התשובות להיגד היה 2.99 וסטיית התקן הייתה 1.62.

מחשבות על שינוי מקום המגורים. שלושה היגדים בסגנון ליקרט שימשו למדוד את המידה שהמשיבים מחויבים להמשיך החיים בהתנחלויות. המשיבים נשאלו על מידת הסכמתם או אי-הסכמתם עם ההיגדים: 'אם יוצע לך פיצוי הוגן, היית מוכן לעזוב את רצועת עזה', 'בשנים האחרונות שקלת או שכעת אתה שוקל לעזוב את רצועת עזה', ו'היית רוצה שגם ילדיך ימשיכו לגור ברצועת עזה' (בנוגע להיגד האחרון, משיבים שציינו שאין להם ילדים נתבקשו לענות מה היה רצונם לו היו להם). אפשרויות התשובה נעו בין 1 ('כלל לא מסכים') ל-5 ('מסכים מאוד'). מחשבות על מופליות במקום המגורים תוארו במודל כמשתנה חבוי המושפע משלושה היגדים אלו. מקדם המהימנות אלפא של קרונבך היה 0.85. ($M = 1.50$; $SD = 1.06$).

דימוי נתפס של ההתנחלויות. מחשבותיהם של המתנחלים בנוגע לדרך שהציבור הישראלי תופס את ההתנחלויות ברצועת עזה נמדדו כמשתנה חבוי המשפיע על חמישה אינדיקטורים; אפשרויות התשובה נעו בין 1 ('כלל לא מסכים') ל-5 ('מסכים מאוד'). ההיגדים שאלו האם המשיבים חשבו שהציבור הישראלי 'מערין את יכולת העמידה של המתישבים ברצועת עזה' (מקודד במהופך), 'חושב שההתיישבות ברצועת עזה מחמירה את המצב הביטחוני', 'חושב שההתיישבות בעזה קיימת על חשבונם', 'חושב שבעיות הביטחון ברצועת עזה קשות יותר מאשר במקומות אחרים בישראל'. נוסחו של עוד היגד היה 'להתיישבות ברצועת עזה יש דימוי שלילי'. ניתוח גורמים (principal components, oblique) הראה שההיגדים השתייכו לעולם תוכן אחד, אלפא של קרונבך היה 0.84. ($M = 2.51$; $SD = 1.05$).

תפיסת השפעות התקשורת. שני היגדים שבאמצעותם נתבקשו המשיבים להעריך את השפעת התקשורת נכללו בסקר. הנוסח הראשון היה 'באיו מידה אתה עצמך מושפע מהסיקור של ההתיישבות ברצועת עזה בתקשורת?' ($M = 1.58$; $SD = .94$). ההיגד השני שאל 'באיו מידה דעת הקהל הישראלית מושפעת מהדרך שבה ההתיישבות ברצועת עזה מוצגת בתקשורת?' ($M = 4.01$; $SD = .98$). אפשרויות התשובה נעו בין 1 ('כלל לא מושפע') ל-5 ('מושפע במידה רבה'). בהתאם לספרות בנושא אפקט 'האדם השלישי', היה ההבדל בין ממוצעי ההיגדים מובהק ($t = 35.54$; $df = 397$; $p < .001$).

תפיסות סיקור תקשורת שלילי. תפיסות המתנחלים את סיקור ההתנחלויות בתקשורת הישראלית נמדדו באמצעות שישה היגדים: 'התקשורת מציגה רק

את הבעיות בלי להתייחס לצדדים הטובים של ההתיישבות ברצועת עזה, 'התקשורת מציגה את המתיישבים ברצועת עזה כאילו הם יותר קיצוניים ממה שהם באמת', 'התקשורת מציגה את המתיישבים ברצועת עזה כאילו כולם אותו דבר', 'התקשורת ממעיטה בחשיבות ההתיישבות ברצועת עזה לביטחון מדינת ישראל', 'התקשורת מציגה את בעיות הביטחון בהתיישבות ברצועת עזה בצורה מוגזמת', 'התקשורת מגזימה כאשר היא מציגה את העלות של ההתיישבות ברצועת עזה ואבטחתה לתקציב מדינת ישראל'. אפשרויות התשובה נעו בין 1 ('כלל לא מסכים') ל-5 ('מסכים מאוד'). תפיסות סיקור שלילי נמדדו במודל כמשתנה חבוי המשפיע על היגדים אלו. אלפא של קרונבך היה 0.73. ($M = 4.29$; $SD = .74$).

חשיפה לתקשורת חדשותית. ארבעה היגדים נגעו למידת חשיפתם של המשיבים לתקשורת חדשותית בטלוויזיה, ברדיו, באינטרנט ובעיתונים היומיים. אפשרויות התשובה נעו בין 1 ('אף פעם לא') ל-5 ('כל יום'). מהימנות ההיגדים הייתה נמוכה (אלפא של קרונבך = 0.35). וניתוח גורמים הראה שהיגדים אלו אינם שייכים לאותו עולם תוכן. לכן הוכנסו ארבעת ההיגדים למודל בנפרד, כמשתנים נצפים (בעבור ההיגד שמדד חשיפה לעיתונים $M = 3.27$; $SD = 1.48$; בעבור ההיגד שמדד חשיפה לחדשות בטלוויזיה $M = 2.86$; $SD = 1.72$; בעבור הרדיו $M = 2.03$; $SD = 1.50$; בעבור חדשות באינטרנט $M = 3.70$; $SD = 1.62$).

משתני בקרה. כפי שהוסבר לעיל, הנטייה להצדיק ובסופו של דבר להשתמש באלימות פוליטית אינה מושפעת אך ורק מתפיסות של דימוי לא הוגן של ההתנחלויות אלא גם משורה ארוכה של משתנים דמוגרפיים, אידאולוגיים וסוציולוגיים, וכך גם מחשבות על שינוי מקום המגורים ותחושת חוסר חוללות פוליטית. לכן המודל שתואר לעיל שולט בכמה גורמים, ובכללם אמונות לא דמוקרטיות ('הייתי מעוניין בממשלה שתוביל בדרך נכונה, אפילו אם היא לא תהיה דמוקרטית' $M = 2.33$; $SD = .98$), כשאפשרויות התשובה נעו בין 1 ל-5, אידאולוגיה דתית אנטי-דמוקרטית ('הדעה של רבנים חשובה לא פחות מאשר זו של מנהיגות פוליטית' $M = 3.87$; $SD = 1.59$), אמונות בנוגע לחשיבות ההתנחלות בכל חלקי ארץ ישראל ('ללא הזכות להתיישבות בכל חלקי ארץ ישראל אין טעם לקיום מדינה יהודית עצמאית' $M = 3.28$; $SD = 1.77$) וטיעונים לוגיים נגד ההתנתקות ('אם תפונה רצועת עזה, הטרור רק יתגבר' $M = 4.63$; $SD = 1.01$). המודל גם כלל משתנים המייצגים את מעורבותם והיקשרותם של המשיבים להתנחלויות שבהן התגוררו, הידועים כמנבאים של כוונות למופיליות: 'באיזו מידה את/ה אוהב/ת לגור ב...? (שם ההתנחלות)' $M = 4.83$; $SD = .55$; 'באיזו מידה את/ה מרגיש/ה שייכות ל...?' $M = 4.01$.

; $M = 4.75$, $SD = .04$; 'יש לי הרבה חברים ביישובי רצועת עזה' $M = 13.14$; $SD = 7.01$). היגדים אלו לא התלכדו בניתוח גורמים ובבדיקת מהימנות, ולכן הוכנסו למודל בנפרד.

מבנה המודל

מבנה המודל מתואר בתרשים 1. לפי הייצוג המקובל, התרשים מתאר את המשתנים הנצפים כמלבנים ואת המשתנים החבויים כאליופסות. כדי לפשט את התרשים, אינדיקטורים שהושפעו מהמשתנים החבויים, גורמי הטעות והשונויות המשותפות בין המשתנים האקסוגניים הושמטו ממנו. המודל מאפשר את כל המתאמים האפשריים בין המשתנים האקסוגניים.

המשתנים האנדוגניים במודל הם תפיסת השפעת התקשורת על העצמי ועל האחרים, הדימוי הנתפס של ההתנחלויות, מחשבות על שינוי מקום המגורים, תחושת חוסר חוללות פוליטית, הצדקת השימוש באלימות פוליטית וכוונות להשתמש באלימות כדי להתנגד לפינוי. בהסתמך על ממצאים קודמים בנושא תפיסות 'האדם השלישי' (Cohen et al., 1988; Perloff, 1989; Gunther & Storey, 2003), הוספנו חץ המתאר השפעה של תפיסות דימוי שלילי על תפיסות ההשפעה על העצמי ועל אחרים.

לפי ההשערה הראשונה, ולפי הלוגיקה של 'היסק התקשורת המשפיעה', הדימוי הנתפס של ההתנחלויות מתואר במודל כפונקציה של תפיסת השפעת התקשורת על דעת הקהל הישראלית. בעקבות (Gunther, 1998), משוואה זו מכילה גם נתיב ישיר מתפיסות סיקור שלילי לדימוי נתפס. כדי להביא בחשבון את האפשרות של אפקטים תקשורתיים ישירים, המשוואה המנבאת את הדימוי הנתפס שולטת גם על מדדי החשיפה לחדשות.

לפי ההשערה השנייה, הצדקת השימוש באלימות מתוארת במודל כפונקציה של דימוין הנתפס של ההתנחלויות. לפי השערה A2, משתנה זה מתואר כמשפיע, בתורו, על הכוונות להשתמש באלימות. המשתנים האנדוגניים הנותרים – תחושת חוסר חוללות פוליטית וכוונות לשינוי מקום המגורים – מתוארים כמושפעים מתפיסות הדימוי השלילי של המתנחלים, לפי השערות H3 ו-H4, בהתאמה.

כיוון שהשערותינו כוללות יחסים מתווכים בין שלשות של משתנים, השתמשנו באסטרטגיה של בנייה וסידור של מודלים (model building and trimming; Kline, 1998: 132–137), כדי לבחון אם יש לכלול במודל את הנתיבים המתארים קשרים מתווכים וישירים בכל שלֶשֶה של משתנים. תוצאות תהליך זה, המתואר בהרחבה בנספח א, לא תמכו בהכללה במודל של נתיבים

המתארים השפעה ישירה של תפיסת השפעת התקשורת על הצדקת אלימות, חוסר חוללות פוליטית ומחשבות על שינוי מקום המגורים. מבחן דומה לא תמך בהכללה של נתיב ישיר מדימוי נתפס לכוונות להשתמש באלימות. מעניין לציין כי בכל ארבע השלשות, הראה המבחן שהאפקט הישיר מהמשתנה הבלתי תלוי למשתנה התלוי אינו מובהק, הן בשליטה על המשתנים המתווכים והן בלעדית. אף שממצא זה סותר את דרישותיהם של רובן ברון ודייוויד קני (Baron & Kenny, 1986: 1,177) לתיווך, הספרות המתודולוגית העכשווית מכירה מקרים שבהם תיווך יכול להתחולל גם בשעת חוסר קשר ישיר בין המשתנה הבלתי תלוי לבין המשתנה התלוי (MacKinnon, Krull, & Lockwood, 2000).² כדי להעריך את האפקט של תפיסת השפעת התקשורת ושל הדימוי הנתפס בניכוי גורמים מתערבים, נכללו במודל עוד משתנים המשפיעים על המשתנים התלויים כמשתני בקרה: המשוואות המנבאות את הדימוי הנתפס, הצדקת אלימות, תחושת השפעה פוליטית ומחשבות על מוביליות שולטות במשתנים דמוגרפיים, ובכללם חילוניות, גיל, השכלה ומין. משוואות אלו שולטות גם במשתנים האידיאולוגיים שצוינו לעיל. המשוואות המנבאות הצדקת אלימות, תחושת השפעה פוליטית ומחשבות על מוביליות שולטות גם על המשתנים המודדים מעורבות בהתנחלויות.

ממצאים

אומדי maximum likelihood למודל חושבו באמצעות תוכנת AMOS (Arbuckle, 1999). תרשים 1 מציג את האומדים המתוקננים לנתיבים הרלוונטיים לדיון, ולוח 1 מתאר את המקדמים הבלתי מתוקננים ואת טעויות התקן בעבור נתיבים אלו. נספח ב מתאר את הממצאים בעבור משתני הבקרה. המודל מסביר 45% מהשונות בדימוין הנתפס של ההתנחלויות, 11% מהשונות בהצדקת השימוש באלימות, 17% מהשונות בכוונות להשתמש באלימות להתנגד לפינוי ו- 78% מהשונות בכוונות למוביליות. אומדי ההתאמה (goodness of fit) של המודל היו משיערי רצון.

המשוואות המנבאות את תפיסת השפעות התקשורת על העצמי ועל דעת הקהל הישראלית מראות כי ככל שתפסו המשיבים את סיקור ההתנחלויות כשליילי, כך הם חשו שהם פחות מושפעים מסיקורן ($\beta = -.20$; $b = -.39$; SE = .12). בה בעת, ככל שתפסו המשיבים את סיקור ההתנחלויות כשליילי, נטו יותר לחוש שדעת הקהל הישראלית מושפעת מסיקור זה ($\beta = .18$; $b = .31$; SE = .12). ממצא זה תואם ממצאים מחקרניים בתחום 'אפקט האדם השלישי'.

לוח 1: אומדי Maximum Likelihood למודל

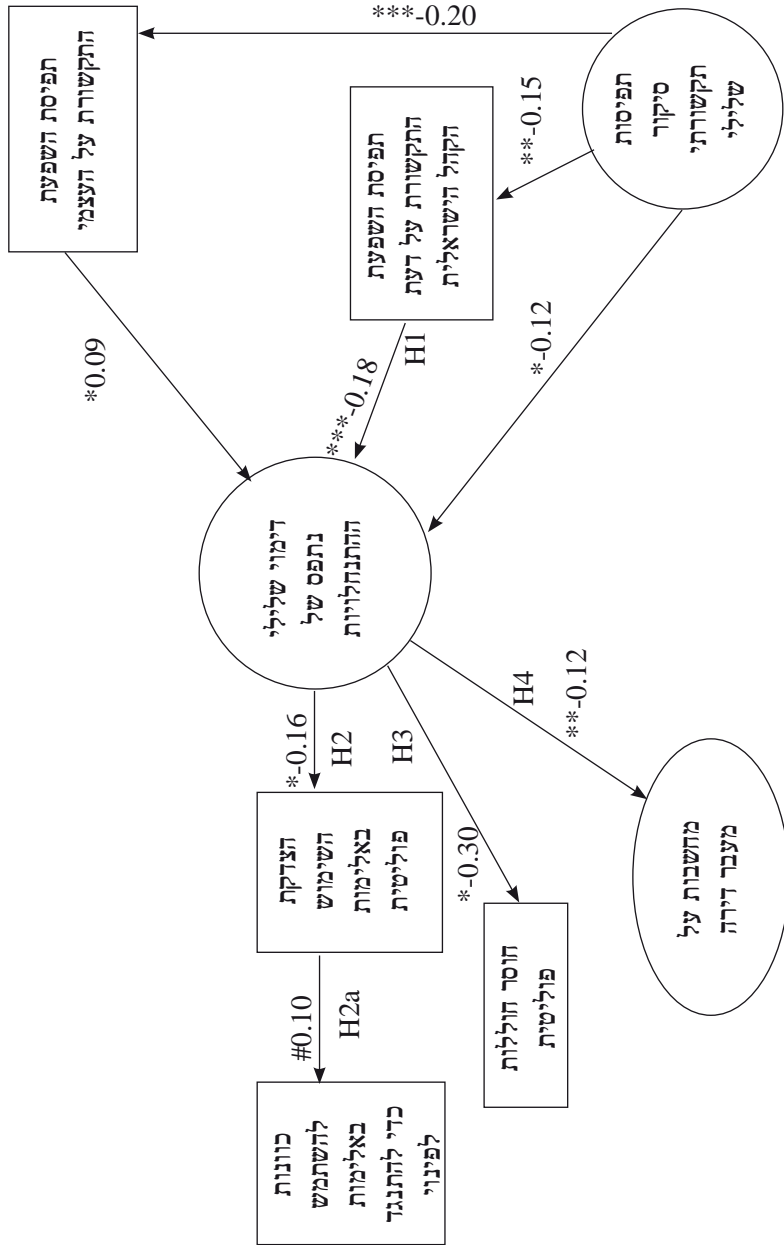
B(SE)	רכיבים מבניים
-.39 (.12)***	תפיסות סיקור שלילי ← תפיסת השפעת התקשורת על העצמי
-.31 (.12)**	תפיסות סיקור שלילי ← תפיסת השפעת התקשורת על האחרים
.11 (.05)*	תפיסת השפעת התקשורת על העצמי ← דימוי נתפס
.10 (.05)**	תפיסת השפעת התקשורת על האחרים ← דימוי נתפס
.20 (.09)*	דימוי נתפס ← הצדקת אלימות
.45 (.00)***	דימוי נתפס ← חוללות פוליטית
.12 (.04)**	דימוי נתפס ← מחשבות על מעבר דירה
.12 (.07)*	הצדקת אלימות ← כוונה להתנגדות אלימה לפינאי

הערה: הנתונים בלוח הם אמדים לא מתוקננים. המספרים בסוגריים הן טעויות התקן של האומדים.

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

המשוואה המנבאת את הדימוי הנתפס של ההתנחלויות מראה כי משתנה זה הושפע באופן מובהק מתפיסת ההשפעה התקשורתית על העצמי ($\beta = .09$; $b = .11$; $SE = .05$), מתפיסת סיקור שלילי ($\beta = .12$; $b = .26$; $SE = .11$), ומחשיפה לחדשות בטלוויזיה ($\beta = .18$; $b = .18$; $SE = .04$). כלומר ככל שנחשפו המשיבים וחסו מושפעים מהסיקור וככל שסברו שהוא שלילי יותר, כך נטו הם לחשוב שדעת הקהל הישראלית בנושא ההתנחלויות היא שלילית יותר. צעירים ($b = -.01$; $SE = .01$); אפקט זה היה גבולי מבחינה סטטיסטית) ונשים ($b = .20$; $SE = .09$) נטו לחשוב שלהתנחלויות דימוי שלילי יותר. משיבים שחיו זמן רב יותר ברצועת עזה ($b = -.02$; $SE = .01$), ואלו שהיו להם חברים רבים יותר בהתנחלויות ($b = -.23$; $SE = .07$) תפסו את דימוי ההתנחלויות כחיובי יותר. משיבים שהעדיפו מנהיגות דתית על פני מנהיגות פוליטית ($b = -.11$; $SE = .04$) וכאלו שהאמינו בזכותם של יהודים להתיישב בכל חלקי ארץ ישראל ($b = -.08$; $SE = .03$) הראו גם כן נטייה לתפוס את דעת הקהל בנושא ההתנחלויות כחיובית יותר.

תרשים 1: אומדי Maximum Likelihood מתוקננים למודל המבני



הערות: $p \leq 0.001$, $**p \leq 0.01$, $*p \leq 0.05$, $\#p \leq 0.10$

השערה 1 (H1) ניבאה כי לאור הייצוג השלילי של ההתנחלויות בתקשורת הישראלית (אברהם, 2001), תפיסות של השפעות התקשורת על דעת הקהל ינבאו את תפיסות הדימוי השלילי של ההתנחלויות. בשליטה על משתני הבקרה שבמודל, לתפיסת השפעת התקשורת על אחרים הייתה השפעה מובהקת על הדימוי הנתפס של ההתנחלויות ($\beta = .18$; $b = .19$; $SE = .05$). במילים אחרות, ככל שתפסו המשיבים שלסיקור התקשורת של ההתנחלויות יש השפעה חזקה יותר על דעת הקהל, כך נטו הם לתפוס שלהתנחלויות יש דימוי שלילי יותר, בשליטה על המשתנים המתערבים. לסיכום, הנתונים איששו את השערה 1.

המשוואה שניבאה את הצדקת השימוש באלימות הראתה שמשנתנה זה היה מתואם באופן מובהק עם אמונות לא דמוקרטיות ($b = .10$; $SE = .05$) ועם אמונה בזכותם של יהודים להתיישב בכל חלקי ארץ ישראל ($b = .10$; $SE = .05$). משתנים אלו היו קשורים גם לכוונות להשתמש באלימות להתנגד לפינוי ($b = .10$; $SE = .05$) ו- $b = .21$; $SE = .05$, בהתאמה, אף שבמקרה של אמונות לא דמוקרטיות היה קשר זה גבולי מבחינה סטטיסטית ($p = .06$). משיבים שהאמינו שדעתם של רבנים אינה חשובה פחות מדעתה של המנהיגות הפוליטית נטו יותר לדווח על כוונות להשתמש באלימות ($b = .19$; $SE = .07$), וכך היה גם אצל משיבים צעירים ($b = -.02$; $SE = .01$), אף שקשר זה היה מובהק ברמה גבולית בלבד) ומשכילים ($b = .05$; $SE = .02$). כמו כן, נמצא קשר גבולי ושלילי בין מספר השנים שבו חיו הנבדקים ברצועת עזה לבין כוונות להתנגד לפינוי באלימות ($b = -.02$; $SE = .01$). קשר זה משקף, אולי, את הנטיות האידאולוגיות החזקות יותר בקרב המתנחלים שהתיישבו ברצועה בשנים שלאחר הסכמי אוסלו.

השערה 2 (H2) ניבאה כי בשליטה על גורמים אלו, תשפיע תפיסת דימוי שלילי של ההתנחלויות על הצדקת השימוש באלימות. הממצאים הראו כי אפקט זה אכן היה מובהק סטטיסטית ($\beta = .16$; $b = .20$; $SE = .09$, $p < .05$). ככל שחשבו המתנחלים שההתנחלויות סובלות מדימוי שלילי, כך נטו הם יותר להסכים עם ההיגד כי במקרה שאסון מדיני עומד בפתח, פעולה אלימה עשויה להיות מוצדקת. בשליטה על כל הגורמים המתערבים, השפיע משתנה זה בתורו על הכוונות להתנגד לפינוי באלימות, כפי שניבאה השערה H2, אף שאפקט זה היה גבולי מבחינת מובהקותו הסטטיסטית ($\beta = .10$; $b = .12$; $SE = .07$), ($p = .07$).

המשוואה שניבאה את תחושות חוסר החוללות הפוליטית הראתה שמשנתנה זה היה קשור באופן חיובי עם אמונות לא דמוקרטיות ($b = .15$; $SE = .05$) ובאופן שלילי עם השכלה ($b = -.05$; $SE = .02$). השערה 3 (H3) ניבאה כי בשליטה על כל משתני הבקרה, תחושת חוסר החוללות הפוליטית תושפע

מהדימוי הנתפס של ההתנחלויות. הממצאים מראים כי, לפי המצופה על פי השערה זו, ובשליטה על הגורמים האידאולוגיים והדמוגרפיים, ככל שתפסו המתנחלים את הדימוי של ההתנחלויות בציבור הישראלי כשלילי, כך חשו הם חסרי השפעה פוליטית. השפעה זו הייתה חיובית ($\beta = .30$; $b = .45$; $SE = .09$) ומאוד מובהקת ($p < .001$).

המשתנה התלוי במשוואה האחרונה היה מחשבות על שינוי מקום המגורים. הממצאים של משוואה זו מעידים כי משיבים חילוניים נטו יותר לשקול מעבר מההתנחלויות מאשר משיבים דתיים ($b = .31$; $SE = .12$). ככל שהחשיבו המשיבים את דעתם של רבנים לעומת מנהיגות הפוליטית, כך נטו הם פחות לשקול מעבר מההתנחלויות ($b = -.09$; $SE = .03$). ככל שהאמינו המשיבים בזכותם של יהודים להתיישב בכל ארץ ישראל, כך נטו הם פחות לחשוב על עזיבה ($b = -.05$; $SE = .02$). ככל שחשבו המשיבים שההתנתקות רק תגביר את הטרור הפלסטיני, כך היו נכונים פחות לעבור דירה ($b = -.27$; $SE = .04$).

כפי שנמצא במחקרים קודמים, מחשבות על עזיבה הושפעו באופן שלילי מהערכת המתנחלים את איכות החיים ביישוב שבו התגוררו ($b = -.35$; $SE = .07$) ומתחושת השייכות שלהם ליישובים אלו ($b = -.37$; $SE = .08$). שלא במפתיע, ככל שאהבו המשיבים להתגורר בהתנחלויות, כך נטו הם פחות לחשוב על עזיבה ($b = -.26$; $SE = .10$). משיבים בעלי חברים רבים יותר ברצועת עזה נטו פחות לשקול עזיבה לעומת משיבים שהיו להם פחות חברים ($b = -.09$; $SE = .05$). אך אפקט זה היה בעל מובהקות סטטיסטית גבולית ($p = .079$).

מחשבות על מוביליות הושפעו מגורמים חברתיים, דמוגרפיים ואידאולוגיים אלו, אך גם בשליטה עליהם ולפי השערה 4 (H4) ובהתאם למחקרים קודמים (Tsfati & Cohen, 2003), הדימוי השלילי הנתפס של ההתנחלויות היה קשור באופן חיובי עם מחשבות על מעבר. במילים אחרות, ככל שחשבו המשיבים שההתנחלויות נתפסו באופן שלילי בציבוריות הישראלית, כך נטו הם לחשוב יותר על עזיבת ההתנחלויות ($\beta = .12$; $b = .12$; $SE = .04$; $p < .01$).

המודל מכיל אפקטים לא ישירים של תפיסת השפעת התקשורת על שלושה משתנים תלויים. כדי לבחון את המובהקות של אפקטים אלו, השתמשנו במבחן סובל (Sobel) למובהקות אפקטים לא ישירים, במבחן גודמן (Goodman I test) ובמבחן שהציעו דייויד פ' מקינאן ועמיתיו (MacKinnon et al., 1998). תוצאות מבחנים אלו, המוצגים בלוח 2, העידו כי השפעתה העקיפה של תפיסת השפעת התקשורת על הצדקת השימוש באלימות, על תחושת חוסר חוללות פוליטית ועל מחשבות על מוביליות (המתווכים כולם באמצעות תפיסת דימוי שלילי) הייתה מובהקת בכל המקרים. בחינת השפעתו של הדימוי הנתפס על הכוונות להשתמש באלימות (דרך הצדקת האלימות) מצאה כי אפקט זה היה מובהק רק

כאשר הוא נבחן באמצעות המבחן בעל העוצמה הסטטיסטית החזקה יותר של מקינון, שהומלץ על ידי ר' לאנס הולברט ומייקל ט' סטפנסון (Holbert & Stephenson, 2003).

בסופו של דבר, כדי לבחון את התרומה הכוללת של תפיסת השפעת התקשורת ודימוי נתפס למודל, כל הנתבים מדימוי נתפס למשתנים התלויים במודל נקבעו לאפס. במילים אחרות, עשינו ניתוח של מודל לניבוי של הצדקת האלימות, של תחושת חוסר חוללות פוליטית ושל כוונות למוביליות, ללא תרומת הדימוי הנתפס ומקורותיו. במודל זה את המשתנים התלויים ניבאו רק משתני הבקרה, שמנבאים אלימות וקיצוניות פוליטית בישראל בדרך כלל (Pedahzur, Hasisi & Brichta, 2000). השווינו בין המודלים המתחרים באמצעות הקריטריונים של אומדי ההתאמה לנתונים (fit), שונויות מוסברות ומבחני השוואה של χ^2 בריבוע, לפי האסטרטגיה שהמליצו כהן, ויגודה וסמורלי (Cohen, Vigoda & Samorly, 2001). כפי שמראה לוח 3, הראו כל המדדים שהמודל שלנו (המביא בחשבון את השפעת התקשורת ואת הדימוי הנתפס) מתאים יותר לנתונים. השונויות המוסברות במשתנים התלויים היו גבוהות יותר במודל שלנו לעומת המודל המתחרה (בעבור הצדקת האלימות $R^2 = .11$; לעומת $R^2 = .09$; בעבור תחושת חוסר חוללות $R^2 = .17$; לעומת $R^2 = .10$; בעבור מחשבות על מוביליות $R^2 = .78$; לעומת $R^2 = .77$). השונויות המוסברות במשתנה הרביעי – כוונות להשתמש באלימות – נותרה בלא שינוי ($R^2 = .17$). בסופו של דבר, מבחן ההשוואה באמצעות χ^2 בריבוע (36.08; df = 3) היה מובהק ($p < .001$), ממצא התומך בהשאת הנתבים התאורטיים שלנו במודל.

לוח 2: מבחנים למובהקות הסטטיסטית של ההשפעות העקיפות

מבחן מקינון ועמיתיו	מבחן גודמן I	מבחן סובל	השפעה עקיפה	
9.28***	1.96*	2.00*	.04	תפיסת השפעת התקשורת על האחרים ← הצדקת אלימות
19.25***	3.04**	3.08**	.09	תפיסת השפעת התקשורת על האחרים ← חוללות פוליטית

מבחן מקינון ועמיתיו	מבחן גודמן I	מבחן סובל	השפעה עקיפה	
11.30***	2.25*	2.30*	.02	תפיסת השפעת התקשורת על האחרים ← מחשבות על מעבר דירה
4.26*	1.37	1.44	.02	דימוי נתפס ← כוונות להשתמש באלימות

הערות: $p \leq .05$, * $p \leq .01$, ** $p \leq .001$, ***; מבחנים דומים נערכו על המודלים הפשוטים המוצגים בנספח 2, ודפוס התוצאות היה זהה. מבחני סובל וגודמן חושבו בהתאם ל-Preacher & Leonardelli (2003). מבחן מקינון ועמיתיו חושב לפי הוראות של Holbert & Stephenson (2003)

לוח 3: השוואת אומדי ההתאמה של המודל הנוכחי עם מודל ללא הנתיבים מדימוי נתפס למשתנים התלויים

AIC	1-RMSEA	CFI	TLI	IFI	RFI	NFI	χ^2 (df)	
1,569.29	.950	.986	.978	.986	.958	.974	952.29 (457)	המודל המתואר בתרשים מס' 1
1,625.36	.949	.985	.976	.985	.957	.973	988.365 (460)	אותו מודל ללא נתיבים מדימוי נתפס למשתנים התלויים

לסיכום, המודל שלנו (המביא בחשבון את השפעת התקשורת ואת הדימוי הנתפס) מתפקד טוב יותר ממודל שאינו מביא בחשבון את השערות 2, 3 ו-4. כפי שטוען רוברט מקאלום (MacCallum, 2003), כל המודלים הסטטיסטיים הם מוטעים, אם קוראים אותם פשוטם כמשמעם. אף שברור שהמודל שלנו איננו מושלם, ובעוד איננו יכולים לשלול את האפשרות שעוד מודלים מתחרים עשויים להתאים לנתונים טוב יותר, אנו מאמינים שהניתוח שלעיל מעיד כי המודל שלנו מתאים לנתונים יותר ממודלים שמציעים חוקרי אלימות פוליטית וכוונות לשינוי מקום המגורים, וזאת בלי להביא בחשבון את תפקיד התקשורת בתהליך.

דיון

הממצאים העולים מניתוח נתוני המתנחלים תומכים בקשרים ובהנחות התאורטיות של ההשערה של השפעת תפיסת השפעות התקשורת. באופן ספציפי, התפיסה בקרב המתנחלים שלתקשורת יש השפעה רבה הייתה קשורה לדרך שבה חשבו המתנחלים שדעת הקהל הישראלית תופסת אותם. דימוי נתפס של המתנחלים השפיע על שלושה משתנים תלויים רלוונטיים: הצדקת השימוש ב אלימות, תחושת חוסר חוללות פוליטית ומחשבות על מוביליות במקום המגורים. הערכות בנוגע להשפעות התקשורת תרמו באופן לא ישיר לניכוי משתנים אלו, גם בשליטה על גורמים אידאולוגיים, חברתיים ודמוגרפיים ובשליטה על הקשר של המתנחלים ליישובים שבהם התגוררו. ממצאים אלו מרחיבים את טווח התאוריה של השפעת תפיסת ההשפעות של התקשורת לתחום של מחאה פוליטית ולגיטימציה דמוקרטית. ההשפעות שתועדו במאמר זה מצביעות על כך שאפילו התנהגויות כגון השתתפות במחאה אלימה מושפעות מדימויים ומתפיסות של השפעת המדיה. המחקר מראה כי בהקשר של קונפליקט פוליטי שעורר ויכוח נוקב בחברה, תפיסת דימוי הקבוצה כשלילי מפחית את מחויבות חברי הקבוצה לתהליך הפוליטי, כפי שמעידים תחושות החוללות הפוליטית הנמוכות יותר והנכונות לשקול חלופות אלימות של מחאה, המנוגדות למחאה דמוקרטית מקובלת. באותה עת, ובאופן פרדוקסי, תחושת הנידוי של המתנחלים הובילה לנטייה להתנתק מקבוצת המתנחלים ולעזוב את ההתנחלויות.

הפרשנות התאורטית של הממצאים עושה שימוש בתאוריות המדגישות את חשיבותה של חוסר לגיטימציה בהסבר של מחאה פוליטית. הסיקור החדשותי נתפס כחלק של התהליך הפוליטי הדמוקרטי. אם תהליך זה נתפס כמוטה, ולכן, כלא הוגן, מחויבות האזרחים לתוצאות ההליך הדמוקרטי פוחתת. מכאן שאם דימוי ההתנחלויות בציבור מושפע מסיקור שלילי לא הוגן, אזי, לדעת המתנחלים, הסיכויים הם נגדם ונגד מאמציהם להיאבק כנגד תוכנית ההתנתקות באמצעים אחרים של שכנוע. טיעון זה נתמך באפקט של דימוי שלילי על תחושת חוללות ועל הנכונות לתמוך באלימות.³

פרשנות מתחרה של הממצאים, אולי צינית יותר, היא שהסיקור השלילי והשפעת התקשורת משמשים לא כגורם אלא כתירוץ להצדיק את האלימות, לאנשים שהיו מלכתחילה בעלי נטיות להשתמש באלימות. על פי פרשנות זו, החצים במודל שלנו אמורים להיות בכיוון ההפוך. בהינתן הבעיה של מודלים מקבילים במערכות של משוואות מבניות (MacCallum et al., 1993), אי־אפשר לראות בממצאים עדות חד־משמעית לסיבתיות, ולכן המודל שהוצג לעיל אינו שולל לחלוטין את האפשרות של סיבתיות הפוכה. אך למרות זאת,

ניתן לבחון את האפשרות של סיבתיות הפוכה באמצעות לוגיקה פשוטה. אם השתמשו המשיבים בתקשורת כבתירוץ, אזי תפיסות השפעת התקשורת אמורות להיות קשורות בציפיותיהם של הנבדקים בנוגע למי ינצח או יפסיד במשאל הליכוד. הצורך להאשים את המדיה ולראות בה תירוץ אמור להיות חלש יותר בקרב משיבים הצופים שהצד שלהם עומד לנצח לעומת משיבים הסבורים שהצד שלהם עומד להפסיד (Duck, Terry & Hogg, 1998).

כדי לבחון רעיון זה, השתמשנו בשאלת סקר שביקשה מהמשיבים להעריך את ציפיותיהם בנוגע לתוצאות משאל חברי הליכוד. אפשרויות התשובה שנתנו להם היו כי רוב חברי הליכוד 'יחליטו לתמוך בתוכנית שרון' (כלומר יצביעו בעד הפינני החד-צדדי); 'יחליטו להתנגד לתוכנית'; 'לא יודע/ת' או 'בערך הצי-חצי' (כלומר תיקו). אלו מבין המשיבים שהאמינו כי חברי הליכוד יתמכו בתוכנית (כלומר האמינו כי הצד שלהם יפסיד במשאל) לא ראו את הסיקור כשלילי יותר (בשליטה ביתר המשתנים: $b = .11$; $SE = .11$; $p < .10$) או כמשפיע יותר (בשליטה ביתר המשתנים: $b = .21$; $SE = .19$; $p < .10$) מאשר יתר המשיבים. משום שאין עדויות התומכות בהאשמת הסיקור השלילי או השפעתו בכישלון ממשמש ובא בקלפי, נראה כי הפירוש הסיבתי שמקדם המודל שלנו, והנתמך בתאוריות על תפיסת השפעות התקשורת, נהנה מיתרון על פני התהליך ההפוך.

כיצד ייתכן כי תפיסות השפעת התקשורת ותפיסת הדימוי השלילי של ההתנחלויות הובילו את המתנחלים גם להתנגד באלימות לפינני, וגם לחשוב על עזיבה מרצון של בתיהם? מעניין לציין כי האפשרויות האלו ההפוכות מבחינה לוגית היו מתואמות ברמה הדו-משתנית (ללא שליטה במשתני בקרה $\alpha = .17$; $p < .001$). לכאורה ההסבר האפשרי לחוסר העקיבות הנה הוא כי תפיסות דימוי שלילי מובילות או להצדקת האלימות או לנכונות לשקול עזיבה. במילים אחרות, יש שתי קבוצות של מתנחלים: אלו שחושבים שאם דעת הקהל אינה בעדם, אזי עליהם לעזוב; ואלו שרואים בדימוי השלילי הוכחה שהמערכת מוטה נגדם, ולכן ראוי להשתמש בכל האמצעים האפשריים, כדי לתקן אי-צדק זה ולהתנגד לפינני (בייחוד לאור העובדה ששאלת הסיקור שהשתמשנו בה כדי למדוד את הצדקת אלימות הזכירה את מיצוי כל אמצעי המחאה האחרים). ניתוח הנתונים מראה כי מ-336 משיבים שענו על השאלות בנושא 'עזיבה תמורת פינני' ו'פעולה אלימה עשויה להיות מוצדקת', 67.3% לא הסכימו 'מאוד' או 'לא הסכימו' עם שני ההיגדים, ורק 2.4% 'הסכימו' או 'הסכימו מאוד' עם שניהם. ממצאים אלו מצביעים על כך כי באופן כללי המשיבים לא ראו את שתי האפשרויות – עזיבה ואלימות – כעולות בקנה אחד, אלא שדימוי שלילי היה קשור באחת משתי האפשרויות. כאשר מוסיפים

למודל נתיב ממשכות על מוביליות להצדקת אלימות או לכוונה להשתמש באלימות, התוצאות בשני המקרים אינן מובהקות. מכאן שהמושגים מודדים תופעות בלתי תלויות, והקשרים המובהקים ברמה הדו-משתנית הם כפי הנראה כוזבים, ונגרמים על ידי העובדה שהן כוונות למוביליות והן הצדקת אלימות נגרמות על ידי הדימוי הנתפס של ההתנחלויות, ועל ידי העובדה שמשיבים רבים השיבו בשלילה על שני היגדים אלו.

מעניין לציין כי ככלל לא תפסו המתנחלים את דימוים כשלילי. בסולם הנע בין 1 ל-5, כאשר 5 מציין את הדימוי השלילי ביותר, ממוצע הדימוי הנתפס היה רק 2.52, עם סטיית תקן של 1.05 – הרבה מתחת לנקודת האמצע. בהינתן העובדה שהמתנחלים תפסו את סיקורם כשלילי מאוד ($M = 4.3$; $SD = .74$) וכמשפיע למדי ($M = 4$; $SD = 1$), זהו ממצא מפתיע. הסבר אפשרי הוא שאף שהמשיבים תפסו את הסיקור כמשפיע, עדיין תפסו שאין הוא מייצג את עמדת הציבור. הסבר אפשרי אחר (Gunther et al., 2001) הוא, שהם האמינו כי ללא ההטיה בסיקור התקשורת, היה דימוים בציבור אפילו חיובי יותר.

ממצאי מחקרנו מדגישים את החשיבות של דימוי נתפס כמתווך בין תפיסות בעניין סיקור שלילי והשפעתו, מצד אחד, לבין המשתנים התלויים, מצד אחר. באופן מעניין, הנתיב מתפיסת השפעת התקשורת לדימוי נתפס דומה מושגית לזה שהציעו מחקרי 'היסק התקשורת המשפיעה' (Gunther, 1998). וזאת משום שדימוי נתפס דומה במהותו לתפיסת 'אקלים הדעה', כלומר תפיסת הפרט את דעת הקהל לפי גאנטר. אך בשונה מתפיסת 'אקלים הדעה', היה המוקד של המחקר הזה עמדות כלפי קבוצת הייחוס שאליה השתייכו המשיבים, ולא דעת הקהל באופן כללי. כדאי לציין שתפיסות הסיקור התקשורת והשפעתו אינם המנבאים הבלעדיים של תפיסת דעת הקהל, ושהמודלים שלנו מראים עד כמה תפיסת הדימוי מושפעת מגורמים אידאולוגיים (שבוודאי משקפים את 'ההשלכה' של משיבים קיצוניים יותר את עמדותיהם על הסיביה; Fields & Schuman, 1976), ומשתנים דמוגרפיים (משיבים חילונים תפסו את דימוי ההתנחלויות באופן חיובי יותר לעומת דתיים ומסורתיים),⁴ שהשפעתם בוודאי מייצגת את השפעת הרשתות החברתיות על תפיסת דעת הקהל (Tsfati, 2001).

הסקר שלנו כבר נשלח לשדה כמה ימים לפני שמשאל מכריע עמד להחליט אם לפנות אם לאו את המרואיינים מבניהם. ברור למדי שהממצאים העולים מהקשר קיצוני זה אינם בני הכללה לכל הקשר של יחסי רוב-מיעוט. המתנחלים השיבו לסקר בנושא שהיו מעורבים בו אישית באופן קיצוני. בעבור קצתם, לא נגע הוויכוח על ההתנחלות רק בעתיד בתיהם ובאורח חייהם אלא גם במערכת עמוקה יותר של אמונות אידאולוגיות. מתנחלים רבים באו לרצועת עזה כי

האמינו שהם ממלאים את רצון האל, כחלק של תהליך הגאולה המשיחית של העם היהודי. אף שמדובר בתנאים ייחודיים וקיצוניים למדי, אנו מאמינים כי ייתכן שתהליכים דומים מתרחשים קרוב לוודאי בתנאים שכיחים יותר של מחאה פוליטית. מחקרים עתידיים יידרשו כדי לבחון את גבולות טענותינו.

ממצאי מחקר זה מדגישים את חשיבותן של אמונות בנוגע לייצוגם התקשורתי של נושאים פוליטיים והשפעתם הנתפסת על הקהל. אם ממחקרים קודמים עלה כי לאמונות אלו יש חשיבות בעיצוב היבטים מגוונים של החיים החברתיים, הנתונים הנוכחיים מעידים כי תפיסות אלו מעצבות את תחושת הלגיטימציה הפוליטית של התהליך הדמוקרטי בקרב האזרחים. במובן זה, המחקר הזה מזהה עוד נתיב חשוב, אך עקיף, של השפעה של התקשורת על החיים הפוליטיים. נתיב זה עשוי לשמש כעוד עדות לחשיבותם של תהליכים תקשורתיים בשמירה על גבולות השיח והפעולה הדמוקרטיים.

מחקרים בנושא 'תופעת התקשורת העוינת' (Giner-Sorolla & Chaiken, 1994; Vollone, Ross & Lepper, 1985) מציעים כי כמעט כל קבוצה, ולא רק קבוצות קיצוניות, תופסות כי הן מסוקרות באופן לא הוגן בתקשורת וכי לסיקור זה השפעה על הקהל.⁵ באופן זה, תפיסות תקשורת עוינת באופן כללי פועלות באופן שפוגע בלגיטימיות הפוליטית, לפחות במידה כלשהי. ממצאינו מראים כי בתנאים קיצוניים, וכאשר הסיקור נתפס כמוטה באופן קיצוני וכבעל השפעה מכרעת מבחינת האידאולוגיה של המשיבים ואורה חייהם, עלולה הטיה כזו, בסופו של דבר, להוביל אנשים לרציונליזציה של שבירת החוקים הדמוקרטיים ואפילו להצדיק אלימות.

ההשלכות המעשיות של הממצאים על תומכי הערכים הדמוקרטיים הן, אולי, שמערכות התקשורת צריכות לפעול כדי למזער תפיסות של שליליות והטיה בסיקור התקשורתי ואת השפעת התקשורת על החברה. אולי אחת הדרכים להשיג מטרה זו היא לדאוג לייצוג הוגן גם של קבוצות שוליות וקיצוניות, כדי לוודא שטיעוניהן זוכים לייצוג בסיקור התקשורתי. אף ששום שינוי בפרקטיקה התקשורתית לא ימנע תפיסות סובייקטיביות של הטיה, ואף שהמתנחלים תפסו את הסיקור כעוין במקרה זה, למרות העובדה שניתוח תוכן שיטתי העלה שסיקור משאל ההתנתקות היה מאוזן למדי (Sheafer, 2005), על עיתונאים לשאוף להשמיע את קולן של קבוצות מגוונות באופן ההוגן והמכליל ביותר האפשרי. הניסיון לתקן מצב של קיפוח תקשורתי לא יבטל לחלוטין את התסכול של קבוצה זו או אחרת באשר לחוסר יכולתן לשכנע את דעת הקהל, אך הוא יכול להחליש את האינטנסיביות של רגשות אלו. אפשרות אחרת העומדת לפני תומכי הערכים הדמוקרטיים היא לנסות לשנות את הדעה שלתקשורת השפעה רבה מאוד. זהו אתגר מסובך, לשנות את תפיסות הקהל כך שתהיינה קרובות

יותר לממצאים שעלו מעשורים של מחקר בנושא השפעות התקשורת. אך ממצאינו מראים כי זהו אתגר חשוב והכרחי.

נספח 1: תהליך בנייה וסידור של המודלים

מטרת הניתוח להלן הייתה לברר אם בכל אחת משלושת המשתנים שבבסיס המודל שלנו הוספת הנתיבים שמצביעים על תיווך משפרת את ההתאמה של המודל לנתונים, ואם ראוי להשאיר במודל גם את הנתיב הישיר בין המשתנה הבלתי תלוי לתלוי. השיטה שבחרנו בה נשענת על השוואת מבחני χ^2 -בריבוע להבדלים, שהם בפשטות 'ההבדל בין ערכי χ^2 -בריבוע של שני מודל הייררכיים" (Kline, 1999; 133), עם דרגות חופש השוות להפרש דרגות החופש בין שני המודלים, בהתאמה. לכל שלשה, השונו קודם את המודל שכולל רק נתיב ישיר, שכונה מודל 1 בתרשים 2, למודל שמכיל גם את הנתיב הישיר וגם את שני הנתיבים המתווכים (גם את הנתיב מהמשתנה הבלתי תלוי למתווך וגם את הנתיב מהמשתנה המתווך לתלוי) המכונה מודל 2 בתרשים 2. מאחר שתוצאה מובהקת בתהליך בניית מודל מצדיקה את השארת הנתיבים הנוספים, במבחן זה תוצאה מובהקת תומכת בתיווך.

בשלב הבא השונו את מודל 2 עם עוד מודל אחד, הפעם ללא נתיב ישיר בין המשתנה הבלתי תלוי לתלוי (המכונה מודל 3 בתרשים 2). במקרה זה, תוצאת χ^2 -בריבוע מובהקת מעידה כי המודל נעשה פשוט מדי, ותוצאה לא מובהקת תומכת במודל הפשוט יותר, כי המודל הפשוט איננו גרוע במובהק מהמודל המורכב יותר. על הקוראים לשים לב שמודלים 1 ו-3 אינם בני השוואה ישירה, כי אינם מודלים המוכללים זה בזה (nested models).

התוצאות המדווחות בתרשים 2 תומכות בהכללתו של נתיב עקיף (כפי שניתן לראות מערך ה χ^2 -בריבוע המובהק בהשוואת מודלים 1 ו-2 בכל שלשה), ובהוצאת הנתיב הישיר עקיף (כפי שניתן לראות מערך ה χ^2 -בריבוע הלא מובהק בהשוואת מודלים 2 ו-3 בכל שלשה). ניתוחים דומים (שאינם מדווחים כאן) נעשו כדי לבחון את הערך בהכללת הנתיבים העקיפים והישירים גם לחלקים הפחות מרכזיים של המודל (בשלושת הכוללות סיקור שלילי והשפעות התקשורת על העצמי). בהתבסס על מבחנים אלה, ועל הצדקות תאורטיות שתוארו בסעיף מבנה המודל, הנתיב הישיר בין תפיסת סיקור שלילי לבין דימוי שלילי נתפס הושאר. הנתיבים הישירים בין תפיסת השפעת התקשורת על העצמי ועל אחרים ובין סיקור שלילי למשתנים התלויים הוצאו על בסיס מבחני ההבדלים בין ערכי χ^2 -בריבוע.

תרשים 2: תהליך בנייה וסידור של המודלים

Model 1	Model 2	Model 3
<p>הצדקת שימוש בכוח השפעה ← תפיסת השפעה</p> <p>$\chi^2 = 11.37$; df = 4</p>	<p>דימוי</p> <p>הצדקת שימוש בכוח השפעה → תפיסת השפעה</p> <p>$\chi^2 = 220.95$; df = 113</p>	<p>דימוי</p> <p>הצדקת שימוש בכוח השפעה → תפיסת השפעה</p> <p>$\chi^2 = 222.35$; df = 114</p>
<p>χ^2 הבדל = 209.38; df = 109; p < .001</p>		<p>χ^2 הבדל = 1.40; df = 1; p = .24</p>
<p>חוללות פוליטית → תפיסת השפעה</p> <p>$\chi^2 = 15.33$; df = 4</p>	<p>דימוי</p> <p>חוללות פוליטית → תפיסת השפעה</p> <p>$\chi^2 = 217.35$; df = 113</p>	<p>דימוי</p> <p>חוללות פוליטית → תפיסת השפעה</p> <p>$\chi^2 = 217.41$; df = 114</p>
<p>χ^2 difference = 202.02; df = 109; p < .001</p>		<p>χ^2 difference = 0.06; df = 1; p = .81</p>
<p>מחשבות על מעבר דירה → תפיסת השפעה</p> <p>$\chi^2 = 64.79$; df = 42</p>	<p>דימוי</p> <p>מחשבות על מעבר דירה → תפיסת השפעה</p> <p>$\chi^2 = 277.79$; df = 163</p>	<p>דימוי</p> <p>מחשבות על מעבר דירה → תפיסת השפעה</p> <p>$\chi^2 = 278.09$; df = 164</p>
<p>χ^2 difference = 213.00; df = 121; p < .001</p>		<p>χ^2 difference = 0.30; df = 1; p = .58</p>
<p>כוונות שימוש בכוח השפעה → תפיסת השפעה</p> <p>$\chi^2 = 199.935$; df = 109</p>	<p>הצדקת כוח</p> <p>כוונות שימוש בכוח השפעה → תפיסת השפעה</p> <p>$\chi^2 = 215.49$; df = 117</p>	<p>הצדקת כוח</p> <p>כוונות שימוש בכוח השפעה → תפיסת השפעה</p> <p>$\chi^2 = 216.44$; df = 118</p>
<p>χ^2 difference = 15.56; df = 8; p < .05</p>		<p>χ^2 difference = 0.95; df = 1; p = .32</p>

הערות: התוצאות הן ממודלים בשליטה על כל המשתנים המתערבים. גם מודלים ללא שליטה נבדקו ונתנו תוצאות דומות.

נספח 2: אומדי Maximum Likelihood למשתני השליטה

דימוי	הצדקת שימוש בכוח	כוונות לשימוש באלמות	רצון לעבור דירה	חוסר חוללות פוליטית	
משתנים דמוגרפים					
-0.01 (.01) #	-0.00 (.01)	-0.02 (.01) #	0.00 (.00)	0.01 (.01)	גיל
0.24 (.16)	0.15 (.25)	0.26 (.29)	0.31 (.12)**	0.41 (.26)	חילוניות
-0.19 (.09)*	0.10 (.14)	0.08 (.17)	-0.02 (.07)	0.10 (.15)	מוצא
0.20 (.09)*	0.07 (.14)	-0.18 (.17)	-0.01 (.07)	0.04 (.16)	מין
0.00 (.01)	-0.02 (.02)	0.05 (.02)*	-0.01 (.01)	-0.05 (.02)*	השכלה
משתנים שמודדים יחס כלפי ההתנחלויות					
-0.13 (.09)	0.20 (.14)	-0.10 (.17)	-0.35 (.07)***		...הוא מקום טוב לגור
0.04 (.11)	-0.15 (.17)	-0.07 (.21)	-0.37 (.08)***		אני מרגיש שייך ל...
0.10 (.13)	-0.11 (.20)	0.32 (.24)	-0.26 (.10)**		אני אוהב לגור ב...
-0.02 (.01)**	-0.02 (.01) #	0.02 (.01)	-0.01 (.01)		מספר שנים ברצועת עזה
-0.23 (.07)**	-0.04 (.11)	0.05 (.13)	-0.09 (.05) #		יש לי הרבה חברים ברצועת עזה
משתנים אידיאולוגיים					
-0.01 (.03)	0.10 (.05)*	0.10 (.05) #	0.02 (.02)	0.15 (.05)**	מעדיף ממשלה שתוביל נכון על פני ממשלה דמוקרטית
-0.11 (.04)*	0.05 (.06)	0.19 (.07)**	-0.09 (.03)**	0.01 (.07)	דעות רבנים חשובות לא פחות מדעות מנהיגים פוליטיים

דימוי	הצדקת שימוש בכוח	כוונות לשימוש באלמות	רצון לעבור דירה	חוסר חוללות פוליטית	
-0.08 (.03)**	0.10 (.05)*	0.21 (.05)***	-0.05 (.02)*	0.05 (.05)	אמונה בזכות ההתנחלות בכל ארץ ישראל ההיסטורית
0.04 (.04)	-0.13 (.08)	-0.08 (.10)	-0.27 (.04)***	-0.08 (.09)	אם יהיה פינוי הטרור רק יגבר
משתני חשיפה לתקשורת					
-0.18 (.04)***					טלוויזיה
-0.02 (.03)					רדיו
0.00 (.03)					דפוס
0.02 (.03)					אינטרנט

הערה: ערכים בלוח הינם בלתי מתוקננים. הערכים בסוגריים הן טעויות תקן.
 *** $p \leq .001$, ** $p \leq .01$, * $p \leq .05$, # $p < .10$

הערות

- יש דמיון מסוים בין טיעון זה לבין התאוריה של ספירלת השתיקה, בפרט כפי שאליהוא כ"ץ תופס אותה (Katz, 1983). אך כיוון שלא מדדנו הבעת דעה פוליטית, וכיוון שהבעת דעה נבדלת מתחושת חוסר חוללות, לא הרחבנו את הדיון בתאוריה של ספירלת השתיקה.
- מצב זה, הנקרא תיווך בלתי עקיב, מתקיים בדרך כלל כאשר האפקט הלא ישיר מדכא את האפקט הישיר.
- יש לציין כי נתיב ישיר מתחושת חוסר חוללות להצדקת אלימות נוסה ונמצא לא מובהק. ממצא זה עולה בקנה אחד עם מחקרים שבדקו את הקשר בין תחושת חוסר חוללות פוליטית לבין השתתפות פוליטית המתמקדת בהשתתפות ממוסדת (השתתפות בהצבעה, בהפגנות), אך לא בהשתתפות פוליטית אלימה (Tsfati, 1999).
- הסיבה לממצא זה קשורה בוודאי בהשפעת רשתות חברתיות מחוץ להתנחלויות, שהן מקור חלופי של מידע בנוגע לדרך שהתנחלויות נתפסות בשאר המדינה. סביר להניח שהרשתות החברתיות של מתנחלים דתיים מונות דתיים שתומכים בעצמם בהתנחלויות, בעוד שלמתנחלים החילונים סיכוי גבוה יותר להיחשף לדיאטת דעות קצת מגוונת

יותר.

5 חשוב לציין כי ממצאינו אינם מייצגים בחינה טיפוסית של תופעת התקשורת העוינת, משום שלא השווינו את תפיסות הסיקור של המתנחלים לאלו של ישראלים אחרים. אך ההנחה של מחקרים אחרים על תופעת התקשורת העוינת, שבמקרה זה היה הסיקור מאוזן, נתמכת בממצאי ניתוח התוכן של תמיר שפר (Sheafer, 2005), שהעידו על סיקור מאוזן באופן יחסי של מתנחלי עזה בתקופה שקדמה למשאל המתפקדים בליכוד.

רשימת המקורות

אברהם, א'. 2001. ישראל הסמויה, מעיני התקשורת. ירושלים: אקדמון.
 פדהצור, ע' וד' קנטי-נסים. 2003. האם זו הדת? מודל ניסיוני לברור התמיכה
 באלימות פוליטית בישראל, פוליטיקה 11/12: 26–9.

- Avraham, E. 2003. *Behind media marginality: Coverage of social groups and places in the Israeli press*. Lanham, MD: Lexington Books.
- Baron, R.A., & Kenny, D.A. 1986. 'The moderator-mediator distinction in socialpsychological research: Conceptual, strategic and statistical considerations', *Journal of Personality and Social Psychology* 51: 1173–1182.
- Campbell, A., Gurin, G., & Warren, E.M. 1954. *The voter decides*. Evanston, IL: Row, Peterson & Company.
- Cohen, A., Vigoda, E., & Samorly, A. 2001. 'Analysis of the mediating effect of personal-psychological variables on the relationship between socioeconomic status and political participation: A structural equations framework', *Political Psychology* 22: 727–757.
- Cohen, J., Mutz, D., Price, V., & Gunther, A. 1988. 'Perceived impact of defamation', *Public Opinion Quarterly* 52: 161–173.
- Davison, W.P. 1983. 'The third person effect in communication', *Public Opinion Quarterly* 47: 1–15.
- Duck, J.M., Terry, D.J., & Hogg, M.A. 1998. 'Perceptions of a media campaign: The role of social identity and the changing intergroup contest', *Personality & Social Psychology Bulletin* 24: 3–16.
- Fields, J.M., & Schuman, H. 1976. 'Public beliefs about the beliefs of the public', *Public Opinion Quarterly* 40: 427–448.

- Giner-Sorolla, R., & Chaiken, S. 1994. 'The causes of hostile media judgments', *Journal of Experimental Social Psychology* 30: 165–180.
- Gunther, A.C. 1998. 'The persuasive press inference: Effects of mass media on perceived public opinion', *Communication Research* 25: 486–504.
- Gunther, A.C., & Christen, C. T. 1999. 'Effects of news slant and base rate information on perceived public opinion', *Journalism and Mass Communication Quarterly* 76: 277–292.
- Gunther, A.C., Christen, C.T., Liebhart, J.L., & Chia, S.C. 2001. 'Congenial public, contrary press, and biased estimates of the climate of opinion', *Public Opinion Quarterly* 65: 295–320.
- Gunther, A.C. 1995. 'Overrating the X-rating: The third person perception and support for censorship of pornography', *Journal of Communication* 45: 27–39.
- Gunther, A.C., & Storey, J.D. 2003. 'The influence of presumed influence', *Journal of Communication* 53: 199–215.
- Gunther, A.C., Bolt, D., Borzekowski, D., Liebhart, J., & Dillard, J. 2004, August. 'Presumed influence: How mass media messages indirectly affect adolescent smoking'. Paper presented at the 87th Annual Convention of the Association for Education in Journalism and Mass Communication, Toronto, Canada.
- Gurr, T.R. 1970. *Why men rebel*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Hoffner, C., & Buchanan, M. 2002. "Parents" responses to television violence: The third person perception, parental mediation and support for censorship', *Media Psychology* 4: 231–252.
- Holbert, R.L., & Stephenson, M.T. 2003. 'The importance of indirect effects in media effects research: Testing for mediation in structural equation modeling', *Journal of Broadcasting and Electronic Media* 47: 556–572.
- Katz, E. 1983. 'Publicity and pluralistic ignorance: Notes on the "spiral of silence"', In E. Wartella, D.C. Whitney & S. Windahl (Eds.), *Mass Communication Review Yearbook* 4. Beverly Hills, CA: Sage: 89–100.
- Lipset, M.S. 1960. *Political man: The social bases of politics*. New York: Anchor Books, Doubleday & Company, Inc.
- MacCallum, R.C. 2003. 'Working with imperfect models', *Multivariate Behavioral Research* 38: 113–139.
- MacCallum, R.C., Wegener, D.T., Uchino, B.N., & Fabrigar, L.R. 1993. 'The

- problem of equivalent models in applications of covariance structure analysis', *Psychological Bulletin* 114: 185–199.
- MacKinnon, D.P., Lockwood, C.M., & Hoffman, J. 1998. 'A new method to test for mediation'. Paper presented at the Annual meeting of the Society for Prevention Research, Park City, UT.
- MacKinnon, D.P., Krull, J.L., Lockwood, C.M. 2000. 'Equivalence of the mediation, confounding and suppression effect', *Prevention Science* 1: 173–181.
- Madsen, D. 1987. 'Political self-efficacy tested', *The American Political Science Review* 81: 571–582.
- Pedahzur, A., Hasisi, B., & Brichta, A. 2000. 'A proposed model for explaining political violence in Israel', *World Affairs* 163: 18–27.
- Preacher, K.J., & Leonardelli, J.G. 2003. 'Calculation for the Sobel Test: An interactive calculation tool for mediation tests', Available online at <http://www.unc.edu/~preacher/sobel/sobel.htm>, used on march 17th, 2005.
- Sheafer, T. (forthcoming). 'Detecting campaign effects in imbalanced campaigns: The Likud's intra-party referendum over Sharon's disengagement plan', *The Harvard International Journal of Press/Politics*.
- Sprinzak, E. 1985. 'The iceberg model of political extremism', In D. Newman (Ed.), *The impact of Gush Emunim, politics and settlement in the West Bank*. London & Sydney: Croom Helm: 27–45.
- Tajfel, H., & Turner, J.C. 1986. 'The social identity theory of intergroup behavior', In S. Worchel & W.G. Austin (Eds.), *Psychology of intergroup relations*. Chicago: Nelson-Hall Publishers: 7–24.
- Tewksbury, D., Moy, P., & Weis, D.S. 2004. 'Preparations for Y2K: Revisiting the behavioral component of the third person effect', *Journal of Communication* 54: 138–155.
- Tsfati, Y. 1999, May. '45 Years of political efficacy research: Where does it stand? Where can it go next?' Paper presented at the 49th Annual Conference of the International Communication Association, San Francisco, CA.
- Tsfati, Y. 2001. 'Why do people trust or mistrust media pre-election polls? Evidence from the 1996 Israeli election campaign', *The International Journal of Public Opinion Research* 13: 433–441.

- Tsfati, Y., & Cohen, J. 2003. 'On the effect of the "third person effect": Perceived influence of media coverage and residential mobility intentions', *Journal of Communication* 53: 711–727.
- Vallone, R.P., Ross, L., & Lepper, M.R. 1985. 'The hostile media phenomenon: Biased perception and perception of bias in coverage of the Beirut massacre', *Journal of Personality and Social Psychology* 49: 577–585.
- Weimann, G., & Winn, C. 1994. *The theater of terror*. New York: Longman Publications.