

ה מ ר כ ז ל פ י ת ו ח ע ל - ש ש פ נ ח ס ס פ י ר

ל י ד א ו נ י ב ר ס י ע ת ח ל - א ב י ב

חל-אביב, ישראל

נאמנות הפלגתית כהליך הרגל בישראל

רוני שחר וצבי אקשטיין

נייר דיון מס' 5-92

יוני, 1992

## 1. הקדמה

שניים מתוך כל שלושה רוחרים מצהינים ערוך אותה מפלגה בבחירות עוקבות. מחקרים רבים בישראל ובעולם ניסו להניח בסיס תאורטי להתמדה זאת בהצבעה. בעבודה זאת אנו מראים מנתוני מדגם על הצבעות בישראל שבנוסף לגורמי ההתמדה המקובלים קיים תהליך הרגל למחנות הפוליטיים. כלומר, אם פרטים א' וב' זהים זה לזה בכל חוץ מאשר בהצבעתם בבחירות הקודמות - בהן הצביע פרט א' עבור מפלגה א' ופרט ב' עבור מפלגה ב' - הרי ההסתברות שפרט א' יצריע ערוך מפלגה א' בבחירות הנוכחיות גבוהה יותר מההסתברות שפרט ב' ינהג כך. חשוב להדגיש שמדובר בשני פרטים זהים זה לזה בכל הגורמים הרלבנטיים - העמדות בנושאי מדיניות, הערכתם את עמדות המפלגות בנושאי מדיניות, הערכתם את יכולת הביצוע של המפלגות, מאפייניהם הסוציו-כלכליים ודמוגרפיים וכן גורם טעמים אישי להעדפת מחנות הנשאר קבוע לאורך זמן ומושפע ממאורעות שהפרט חווה ואינו ידוע לחוקרים.

עד מחצית שנות השבעים הופנתה מרבית תשומת הלב של המחקר בישראל ליציבות בהצבעה. ניטען ששורשיהם המפלגתיים של הבוחרים טמונים בקבוצות הסוציו-כלכליות ודמוגרפיות אליהן הם משתייכים תוך שימת דגש על ההבחנה בין יוצאי עדות המזרח ליוצאי עדות המערב. המהפך הפוליטי ב-1977 הפנה את תשומת הלב לגורמי השינוי בהצבעה. בנוסף להסבר סוציו-כלכלי ודמוגרפי, הוצגו תאוריות נוספות שכרכו את העמדות בנושאי מדיניות של הבוחרים והמפלגות ואת הערכת יכולת הביצוע של המפלגות עם החלטת הבחירה וכמובן שגם עם ההחלטה להעביר את התמיכה הפוליטית ממפלגה אחת לשניה<sup>1</sup>.

הספרות המקצועית בנושא זה בעולם עסקה בשאלות דומות. אולם הן בישראל והן בעולם לא הוצג מודל פורמלי האמור לתאר את שיקולי הבוחר. כלומר, אף אחת מהתאוריות השונות לא שירטטה קו פורמלי לוגי ברור בין הנחות היסוד שלה למסקנותיה.

---

1. כך למשל ב-Shamir and Arian (1990).

בעבודה זאת אנו מאמצים את המודל שהוצע על-ידי שחר (1992) לניתוח התנהגות הבוחרים. פונקצית התועלת של הפרט כולל את המרחק בענייני מדיניות בין הממשלה לפרט, את כישוריה לנהל את המדינה ואת טעמי הפרט על-פני המפלגות. טעמים אלה מעוצבים על-ידי הצבעותיו בעבר, מאפייניו הסוציו-כלכליים ודמוגרפיים ואלמנטים פסיכולוגיים, שאינם ניצפים על-ידי החוקרים.

המסקנה המיידית הנובעת מכך שטעמי הפרטים מושפעים מהיסטורית ההצבעות של הפרט היא שהחלטת בחירת מפלגה של הפרט בהווה תלויה לא רק בקירבתו היחסית לכל אחת מהמפלגות, בכישרון היחסי לנהל את המדינה ובמאפייניו הסוציו-כלכליים ודמוגרפיים, אלא גם בהחלטותיו אלה בעבר. מסקנה מרכזית נוספת של מודל זה הינה שהסתברות המעבר בין המפלגות תרד על-פני חיי הפרט. כלומר, ההסתברות שצעיר יצביע עבור מפלגות שונות בבחירות עוקבות גבוהה מההסתברות שמבוגר ינהג כך.

המהפך של 1977 בישראל וביחוד מערכת הבחירות של 1981 הדגישו את חשיבותו לכאורה של המאפיין העדתי בבחירות בארץ. שנים מתוך כל שלושה מצביעים ספרדיים הצביעו עבור הליכוד, בעוד אחוז דומה בקרב הבוחרים האשכנזים הצביעו עבור המערך. אולם כבר אז הבהירו (Shamir and Arian (1983) שההבדל בדפוסי ההצבעה בין העדות מבוסס, בין השאר, גם על הבדלים במעמד החברתי, במידת הדתיות ובגישה האידיאולוגית. כלומר, אשכנזים וספרדים מצביעים בדרך-כלל למפלגות שונות לא רק בגלל ההבדל העדתי. לאחרונה הדגימו (Shamir and Arian (1990) שלהבדלים העדתיים קשפה זניחה על החלטת הבחירה של הפרטים. לפחות בבחירות 1988.

למרות שגם בישראל רוב הבוחרים - שנים מתוך כל שלושה - מצביעים עבור אותה מפלגה בבחירות עוקבות, התמקדו המחקרים האמפיריים בשנות השמונים דווקא בגורמים המניעים את השינוי בהחלטת ההצבעה, כנראה בהשפעת המהפך של 1977. (Abramson (1990 מסביר את הירידה בדומיננטיות של המערך בין בחירות 1969 ובחירות 1988. לדעתו, שני גורמים עיקריים חברו כדי ליצור שינוי זה. הגורם הראשון הוא השינוי הדמוגרפי בישראל באותה תקופה. אחוז האשכנזים בקרב הבוחרים ירד מ-56 ר-1969

ל-45 ב-1988, בעוד אחוז הספרדים עלה מ-41 ל-47 באותה תקופה. הוא מוכיח ששינוי דמוגרפי זה אחראי לחמישית מהירידה בדומיננטיות של המערך. הגורם השני שמציע Abramson משמעותי יותר, והוא השינוי הדורי באוכלוסית המצביעים. ל-45 אחוז מהבוחרים בבחירות 1988 לא היתה זכות הצבעה בבחירות 1969. זהו ידור אשר לא ידע את יוסף", כלומר לא חזה בהצלחות המשמעותיות של המערך מהקמת המדינה ועד מלחמת ששת הימים. הסוציאליזציה המפלגתית שלו התרחשה אחרי שהליכוד הפך לכוח משמעותי במערכת הפוליטית הישראלית. הוא מוכיח ששינוי דורי זה אחראי לכשני שליש מהירידה בדומיננטיות של המערך.

(Shamir and Arian (1990) מדגישים את חשיבות העמדות בנושאי מדיניות ויכולת הביצוע של המפלגות כגורם חשוב בהחלטת הבחירה של המצביעים בישראל בבחירות 1988. יכולת הביצוע של המפלגות מתבססת על יכולתן לשמור על המשטר הדמוקרטי, להוביל את המדינה לשלום אמת, להבטיח את עתיד המדינה וכו'. נושאי המדיניות שנשקלו היו פתרון הקבע של השטחים, ועידה בינלאומית, מו"מ עם אש"ף וכו'. על-פי מימצאיהם ליכולת הביצוע של המפלגות, ליכולתן להשיב את הסדר בשטחים ולפתרון הקבע של השטחים יש חשיבות מרורה לגבי החלטת הבחירה של המצביעים בישראל. מעניין לציין, כי בהינתן גורמים אלה למאפיינים הדמוגרפים אין השפעה על החלטת הבחירה. הם מסיקים שנושאים בעלי משמעות בטווח ארוך, כמו יכולת הביצוע של המפלגות ופתרון הקבע של השטחים, משפיעים בעוצמה גבוהה יותר על המצביעים בישראל, מאשר גורמים בעלי חשיבות בטווח הקצר.

יכולת הביצוע של ראשי המפלגות, העמדות בנושאי מדיניות, המאפיינים הסוציו-כלכליים ודמוגרפיים ותהליך ההרגל ביחס למפלגות חוברים יחד בעיצוב החלטת הבחירה של הפרט (Shachar (1990. גם הוא מדגיש את הדומיננטיות של יכולת הביצוע של ראשי המפלגות בבחירות 1988, כמו גם חשיבות העמדות בנושאי מדיניות. אולם הדגש מושם על חשיבות תהליך ההרגל ביחס למפלגות. על-פי גישה זאת הנאמנות המפלגתית מעוצבת לאורך חיי הפרט על-ידי היסטורית ההצבעות שלו. תאוריה זאת, שתוסבר בפירוט

בהמשך, זוכה לתמיכה על-ידי נתוני בחירות 1988 בישראל.

תהליך וזרגל אינו ההסבר היחיד למימצא האמפירי לפיו הסתברות הבחירה מותנת בהצבעות הקודמות של הפרט. הסבר אחר לתופעה זאת הינו שהפרטים שונים זה מזה בטעמיהם על-פני המפלגות. התמדה במאפיין פרטי זה - שאינו ידוע לחוקרים - תתבטא בהתמדה, שאינה ניתנת להסבר על-ידי המשתנים הנכללים בנתונים. בהצבעות הפרט ועל כן תתפרש כתלות דינמית של החלטות הבחירה בהווה באלה מהעבר. השערה אלטרנטיבית זו ניבחת, ונדחית.

במחקר זה אנו מסתמכים על מדגם רטרוספקטיבי לגבי התנהגות פוליטית בעשור האחרון בישראל. תשובות רטרוספקטיביות לגבי ההצבעות בעבר עלולות להיות מוטות על-ידי המראיין - במודע או שלא במודע - עקב השינויים שחלו בהתנהגותו הפוליטית לאורך זמן. הטיה זאת תחזק, כמובן, את התמיכה האמפירית בקיומו של תהליך הרגל ובמקרים קיצוניים אף "וניצור" תמיכה אמפירית, למרות שאינו קיים. בעבודה אנו מציגים מודל פשוט להטיה בנתונים רטרוספקטיביים המאפשר לאמוד את הפרמטרים של תהליך ההרגל וכן את הסתברות ההטיה לגבי נתוני העבר. ממודל זה אנו מקבלים שכשמונים אחוז מהמראיינים מדווחים אמת לגבי הצבעותיהם בעבר. כמו כן עולה כי התמיכה האמפירית בתהליך ההרגל אינה מתבטלת גם כאשר קיימת אפשרות להטיה בנתונים המתקבלים ממדגם רטרוספקטיבי.

## 2. המודל

המערכת הפוליטית כוללת שני מחנות, המחנה המגדיר את עצמו כ"מחנה הלאומי" ויסומן ב- L, וזה המגדיר את עצמו כ"מחנה השלום" ויסומן ב- M. כל תקופה מתחילה במערכת בחירות. המחנה שמנצח בבחירות מנהל את המדינה במהלך אותה תקופה. הפרט מצביע בכל תקופה עבור אחד המחנות.<sup>1</sup> המשתנה הדיכומוטי  $d_t$  שווה לאחד, אם הפרט מצביע עבור המחנה M בתקופה t, ושווה לאפס אם הפרט מצביע עבור המחנה L בתקופה זאת.

לבוחר חיים סופיים ואופק חייו הוא T. בבחירתו הפוליטית הוא ממקסם את הערך הנוכחי הצפוי של תועלתו על פני החיים. לפיכך פונקציית המטרה של פרט i בתקופה j הינה:

$$(1) \quad E \left[ \sum_{t=j}^T \beta^{t-j} U(X_t, X_t^i, EF_t, ID_t, Y_t, d_t, u_t) \mid I_t \right]$$

כאשר  $U(\bullet)$  מייצגת את התועלת התקופתית.  $I_t$  הוא וקטור האינפורמציה שיש לפרט בראשית תקופה t, ו- $\beta$  הוא שיעור העדפת הזמן הסוביקטיבי של הפרט, החסום בין אפס ואחד.

המחנה שבשלטון בתקופה t ב-n הנושאים אשר על הפרק (למשל שיעור המס על רווחי הון). כאשר האינדקס העליון מציין מי המחנה שבשלטון בתקופה זאת.

הוקטור ה-n מימדי  $X_t^i$  מייצג את המדיניות האופטימלית, לדעת הבוחר, ב-n נושאים אלה (למשל שיעור המס על רווחי הון האידיאלי מבחינתו).

$EF_t \in \{EF_t^L \text{ or } EF_t^M\}$  מייצג את יכולת הביצוע של המחנה ומועמדיו לנהל את המדינה וכן שאר מאפייניהם הנחשבים רצויים על-ידי הבוחר (והנקראים בספרות זאת Valence dimension). כאשר האינדקס העליון מציין מי המחנה שבשלטון בתקופה זאת.

---

1. במסגרת מודל זאת האפשרויות העומדות בפני הפרט יכולות לכלול יותר משתי מפלגות וכן את האפשרות להמנע מהצבעה. כדי לפשט את הדין, חולקה המערכת הפוליטית למחנות בשלב ראשון.

$Y_t$  הינו וקטור  $k$  מימדי שכולל את מאפייניו הסוציו-כלכליים ודמוגרפיים של הפרט בתקופה  $t$ .

בהמשך תידון חשיבות אי הודאות בנוגע למשתנים אלה.

$u_t$  הוא משתנה מקרי שמייצג שינויים תקופתיים בתועלת מהצבעה למחנה  $M$  בתקופה  $t$ . הוא מאפיין שינויים תקופתיים בטעמים המפלגתיים כתוצאה ממאורעות אישיים בעלי השפעות פסיכולוגיים בטווח הקצר. כך, למשל, טעמיו של פרט שבמקרה צפה בטלוויזיה בעת מערכת הבחירות דווקא בימים בהם ל- $M$  היו קליפים טובים עשויים להיות מוטים לטובת  $M$  עקב כך, ומנגד טעמיו של פרט שעבד על בסיס מקצועי עבור  $M$  ולא היה שבע רצון מהיחס אליו, עשויים להיות מוטים נגד  $M$  עקב כך. מדוגמות אלה ברור כי  $u_t$  ידוע לפרט בתקופה  $t$ , אבל אינו ידוע לחוקר בשום שלב.  $u_t$  מתפלג נורמלית עם תוחלת אפס ושונות  $\sigma_u^2$ .

$ID_t$  מודד את מידת הזדהות הבוחר עם  $M$  מול  $L$  בתקופה  $t$ . כאשר  $ID_t$  שווה לאפס הבוחר אינו מזדהה עם  $M$  או עם  $L$ , בעוד שכאשר  $ID_t$  חיובי (שלילי), הפרט מזדהה עם  $M$  ( $L$ ). התהליך הדינמי של ההזדהות המפלגתית מתואר על-ידי הכלל הבא:

$$(2) \quad ID_t = \delta \cdot ID_{t-1} + (2 \cdot d_t - 1), \quad \delta > 0, \quad ID_0 = 0$$

על-פי ניסוח זה ההזדהות המפלגתית מתנהגת כתהליך הרגל. מדד ההזדהות המפלגתית הינו משתנה מלאי של הצבעות בעבר, כאשר הצבעות עבור  $M$  מגדילות את ההזדהות היחסית עם מפלגה זאת, בעוד הצבעות עבור  $L$  מקטינות הזדהות זאת. פונקצית התועלת נתונה על-ידי:

$$(3) \quad U_t = -a \cdot (X_t - X_t^i)^T \cdot (X_t - X_t^i) + b \cdot EF_t + ML(ID_t, Y_t, u_t) \cdot (2d_t - 1)$$

$$ML(\bullet) = M(Y_t) + c \cdot ID_t + u_t, \quad a > 0, \quad b > 0, \quad c > 0$$

ניסוח זה משלב את הגישות השונות בחקר החלטת הבחירה הפוליטית. שני הביטויים השמאליים מנוסחים בצורה המקובלת במסגרת הספרות הכלכלית בתחום זה, בעוד הביטוי השלישי מייצג את טעמו של הבוחר על-פני המפלגות.

על-פי הביטוי הראשון משמאל, התועלת הינה פונקציה יורדת של המרחק האוקלידי בין המדיניות המבוצעת על-ידי המפלגה שבשלטון לבין המדיניות האידיאלית מנקודת ראות הפרט. כך, למשל, אם הפרט הוא בעל הון רב ומעדיף שיעור מס נמוך על רווחי הון, מיסוי גבוה על רווחי הון מוריד את תועלתו.

הביטוי השני משקף את התלות החיובית של רווחת הפרט ברמת כישורי ראש המדינה<sup>1</sup>. לאמינות המועמדים, הנכללת ב- $EF$ , יש השפעה על תועלתם של פרטים שונאי סיון רעולח בו שוררת אי ודאות לגבי המדיניות שינקטו המועמדים בפועל. זהו, אם כן, תפקיד אי-הודאות בעמדות במודל זה.

הצבעה עבור המפלגה שהפרט אוהד מניבה תועלת ישירה גבוהה יותר על-פי הביטוי השלישי.  $ML(\bullet)$  מייצג את הסימפטיה היחסית שיש לפרט לטובת  $M$  מול  $L$ . טעמו על-פני המפלגות מושפעים משלושה גורמים: (א) הקבוצות החברתיות אליהן הוא שייך. (ב) הצבעותיו בעבר. (ג) משתנה מקרי תקופתי ואישי. אם  $ML(\bullet)$  שווה לאפס הפרט אינו אוהד אף אחת מהמפלגות. אם הפרט אוהד את  $M$  (L), אזי  $ML(\bullet)$  חיובי (שלילי). מכאן שאם הפרט אוהד את  $M$  ומצביע עבור  $M$  (L), הביטוי השלישי בתועלת חיובי (שלילי); אם הוא אוהד את  $L$  ומצביע עבור  $M$  (L), ביטוי זה שלילי (חיובי). לכן הצבעה עבור המפלגה שהפרט אוהד מניבה תועלת ישירה גבוהה יותר.

להערכת הפרט ההסתברות שהמחנה  $j$  ינצח בבחירות בתקופה  $t$ , בהינתן שהוא לא יצביע עבורו הינה  $P_t^j$ . להערכתו משקלו היחסי באוכלוסית המצביעים הינו  $\epsilon$ . כלומר 
$$P_t^M + P_t^L + \epsilon = 1$$
 כמו כן נניח, לעת עתה, כי עלות הוצבעה שווה לאפס. יהא  $V_j(ID_{j-1}, u_j, \theta_j)$  הערך המקסימלי הצפוי הנוכחי של תועלות הפרט על-פני חייו, בהינתן  $ID_{j-1}$ , המימוש הנוכחי של המשתנה המקרי  $u_j$ , וכל שאר משתני המצב  $\theta_j$ , הכוללים את עמדות הפרט בנושאי מדיניות, עמדות המחנות להערכתו, כישוריהם לנהל את המדינה לדעתו

---

1. בסיס תאורטי לתלות כזאת הונח על-ידי Kogoff and Sibert (1988) שונויוו נ' מנויג מוכשר יותר מספק יותר מוצרים ציבוריים בתקציב נתון.



ומאפייניו הסוציו-כלכליים ודמוגרפיים.

שחר (1992) מראה שתחת הנחות אלה כלל ההחלטה של הפרט בתקופה t הינו:

$$(4) \quad d_t = 1 \Leftrightarrow u_t > 0.5 \cdot \epsilon \cdot (PP_t^L - PP_t^M) - M(Y_t) - c \cdot \delta \cdot ID_{t-1} + 0.5 \cdot \beta \cdot E[V_{t+1}(\delta \cdot ID_{t-1} - 1, \theta_{t+1})] - 0.5 \cdot \beta \cdot E[V_{t+1}(\delta \cdot ID_{t-1} + 1, \theta_{t+1})] \equiv u_t^*(ID_{t-1}, \theta_t)$$

$d_t = 0$ , אחרת

כאשר

$$PP_t^M = (-a \cdot (X_t^M - X_t^L)^T \cdot (X_t^M - X_t^L) + b \cdot EF_t^M)$$

$$PP_t^L = (-a \cdot (X_t^L - X_t^L)^T \cdot (X_t^L - X_t^L) + b \cdot EF_t^L)$$

וכיוון ש- $u_t$  בלתי תלוי על-פני זמן, סימן התוחלת ב-(4) בלתי-תלוי בזמן. כלומר  $E_{t-j}[V_t] = E[V_t]$  לכל  $0 < j$ . בהינתן התפלגות  $u_t$ , ניתן לפתור מספרית את הקבוצה של ה- $(\bullet) u_t^*$  רקורסיבית לאחור, החל מתקופה  $T$ <sup>1</sup>.

כלל הבחירה המופיע ב-(4) מאפיין קבלת החלטות הסתברותיות במסגרת עולם של החלטות בדידות. החלטת הפרט הינה הסתברותית מבחינת החוקר, שאינו יודע את  $u_t$ . מאפייני הפרט הידועים לחוקר קובעים את  $u_t^*$ , המייצג את העדפת L על-פני M בהתחשב בכל אותם גורמים דטרמניסטיים. כך למשל ככל ש- $EF_t^L$  גבוה יותר,  $u_t^*$  גבוה יותר, ובמילים ככל ש-L ניתפס בעיני הפרט כמוכשר יותר, הוא נחשב על-ידו כמועדף יותר. כיוון ש- $u_t$  מייצג את ההעדפה שאינה ידועה לחוקר של M על-פני L, ברור שכאשר  $u_t$  גבוה מ- $u_t^*$  יצביע הפרט עבור M, וההיפך.

מאפיין יחודי של מודל זה הינו שהחלטת בחירת מפלגה בתקופה t על-פי הכלל המופיע ב-(4) תלויה בהחלטות בחירת מפלגה שקיבל הפרט בעבר, המעצבות את הזדווותו המפלגתית. החלטה זאת משפיעה כמובן על החלטותיו של הפרט בעתיד. מכאן שעל-פי מודל זה תוצאות הבחירות בהווה עשויות להיות מושפעות ממאורעות שהתרחשו לפני עשרות שנים.

1. ההוכחות וההסבר של טענות אלה ואחרות בנוגע לפתרון המודל מופיעים בשחר (1992).

הצבעות הפרט לאורך חייו נקבעות על-פי תוואי הערכים הקריטיים והשינויים הסטוכסטיים של טעמו. בהינתן מאפייני הפרט - המשתנים והפרמטרים הרלבנטיים ניתן לחשב את ההסתברות שיצביע עבור M כך:

$$(5) \quad \Pr(d_\ell = 1) = 1 - \Phi\left(\frac{u_\ell^*(ID_{\ell-1}, \theta_\ell)}{\sigma_u}\right)$$

כאשר  $\Phi(\cdot)$  הינה פונקצית ההסתברות הנורמלית סטנדרטית. שכן, בכל המיקרים בהם המימוש של המשתנה המיקרי יהיה מעל הערך הקריטי, יבחר M. לכן ההסתברות ש-M יבחר מחושב כאינטגרל של השטח מתחת לפונקציה הצפיפות של המשתנה המיקרי  $u_\ell$  מהערך הקריטי ועד אינסוף.

המסקנה המרכזית של מודל זה הינה שככל שרמת החזדהות של הפרט עם אחת המתנות גבוהה יותר, גדלה ההסתברות שיצביע עבורו. כלומר, שהצבעה עבור אחד המתנות כיום מגדילה את הזדהות הפרט עם מחנה זה ומגדילה את ההסתברות שיצביע עבורו בעתיד.

ניתן לגזור שתי מסקנות חשובות נוספות ביחס להסתברות ההצבעה מתוך (5). ככל שאחד המועמדים יהיה יותר מוכשר, לדעת הפרט, תגדל ההסתברות שהוא יבחר על ידו ככל שכישורי המועמד משפיעים יותר על רווחת הפרט (ב גבוה יותר) וככל שיש לו השפעה גבוהה יותר, להערכתו, על תוצאות הבחירות ( $\epsilon$  גבוה יותר), שינויים בכישורי המועמד ישפיעו חזק יותר על הסתברות ההצבעה. דומה כי האינטואיציה של מסקנות אלה ברורה. מסקנה מרכזית נוספת הינה שהסתברות הבחירה של מועמד גדלה ככל שהוא מתקרב לבחור בעמדותיו בנושאי מדיניות. ככל שהמרחק בנושאי מדיניות משפיע יותר על רווחת הפרט (a גבוה יותר) וככל שלהערכתו יש לו השפעה גבוהה יותר על תוצאות הבחירות ( $\epsilon$  גבוה יותר), שינויים בעמדת המועמד ישפיעו חזק יותר על הסתברות ההצבעה.

הסתברות המעבר בין המפלגות -  $\Pr(d_\ell = 1 - d_{\ell-1})$  - כלומר ההסתברות להצביע עבור מפלגות שונות בבחירות עוקבות, הינה משתנה נוסף שמעניין לבחון במסגרת מודל זה. הסתברות המעבר של הפרט קטנה לאורך חייו, בדרך כלל. הסיבה

האינטואיטיבית לירידה בהסתברות המעבר לאורך חיי הפרט הינה, כמובן, תהליך ההרגל. ככל שהפרט מובגר יותר יש סיכוי טוב יותר שהוא התרגל להצביע עבור המפלגה לה הוא נוהג להצביע וקטנים הסיכויים שיסטה מהתנהגות זאת.

### 3. נתוני המדגם

בשל חשיבות המרכיבים הדינמיים במודל יש צורך בנתוני פנל, נתונים על קבוצת פרטים לאורך זמן, כדי לבחון את המודל ומסקנותיו. קובץ הנתונים צריך לכלול מידע על המרואיין בכל אחת ממערכות הבחירות. המידע הדרוש הוא עמדות המרואיין בנושאי מדיניות והערכתו את עמדות המחנות בנושאים אלה, הערכתו את יכולת המחנות ומנהיגיהם לנהל את המדינה, מאפייניו הסוציו-כלכליים ודמוגרפיים והחלטת הצבעתו.

אין בישראל קובץ נתוני פנל העוקב אחר החלטות המרואינים ב"זמן אמת", כלומר במערכות בחירות שונות. בארה"ב, למשל, קיים קובץ נתוני פנל הכולל את כל הנתונים הדרושים לבחינת מודל זה בבחירות לנשיאות ב-1977 וב-1976. כיוון שלא יכולנו לשאול את המרואינים בעבר, ראינו אותם כיום על התנהגותם ותפישותיהם בעבר. כלומר, יצרנו קובץ נתונים רטרוספקטיבי מתאים במקום נתוני פנל. על הבעיות הכרוכות במידע רטרוספקטיבי נדון מאוחר יותר.

המדגם של "דחף" נערך ביוני 1991 וכלל 920 נסקרים בוגרים. הם נשאלו באשר לכוונות ההצבעה שלהם אילו נערכו הבחירות באותה תקופה ועל הצבעותיהם בבחירות 1988 ו-1984. הם נשאלו על עמדתם ועמדת הליכוד והמערך בסוגיות ביטחוניות שהעסיקו את ישראל בבחירות 1984 ו-1988 וב-1991. הם נתבקשו להזכר ולציין את עמדתם ועמדת המפלגות בעבר. הסוגיה הביטחונית בבחירות 1984 היתה מלחמת לבנון, בבחירות 1988 וב-1991 האינתיפאדה. קובץ שאלות רטרוספקטיבי נוסף עסק בנושאים כלכליים. הנושא הכלכלי בבחירות 1984 היה האחריות למצר הרלהלי הקשה באותה תקופה, בבחירות 1988

האחריות לתוכנית היצוב הכלכלית, וב-1991 קליטת העליה. עמדת המרוואיין והמפלגות בנוגע לפתרון הקבע בשטחים היווה בסיס לקובץ שאלות רטרוספקטיביות נוסף. המרוואינים גם נשאלו לדעתם על התאמת שמיר ופרס לכהן כראש הממשלה בתקופת השונות ובאשר למאפייניהם הסוציו-כלכליים ודמוגרפיים.

לרשימה אחוז מהמרוואינים לא היתה זכות הצבעה בבחירות 1988 ולכשלושה עשר אחוזים לא היתה זכות זאת בבחירות 1984. לפיכך חולקה קבוצת המרוואינים לשלוש קטגוריות. ב-G1 נכללו פרטים שלא היתה להם זכות הצבעה לפני 1991, ב-G2 פרטים שהיתה להם זכות ב-1988 אבל לא ב-1984, ו-G3 כללה פרטים שהיתה להם זכות הצבעה בשלושת התקופות. המפלגות השונות נחלקו למחנות על-פי ההגדרות המקובלות, אולם לא נעשה שימוש במרוואינים שהצביעו למפלגות הדתיות (אחוז קטן), כדי לא לשייך אותם לאף אחד מהמחנות. טבלה 1 מתארת את אחוזי ההצבעה עבור כל אחד מהמחנות וכן את היסטורית ההצבעה בקרב הקטגוריות השונות. שני המיצאים המרכזיים מטבלה זאת הינם כי אחוז התומכים ב"מחנה השלום" ב-1991 בקרב המצביעים לראשונה נמוך משמעותית מאשר בקרב הקבוצות האחרות (29 אחוז לעומת 45 אחוז), וכן כי אחוז הבוחרים שהצביעו עבור מפלגות שונות בין הרחירות נמוך (10 אחוז בין 1988 ל-1991 ו-15 אחוז בין 1984 ל-1991). אחוז העוברים בין המפלגות גבוה יותר, כמובן, ודומה לאחוז זה בעבודות אחרות על בחירות בישראל.

טבלה 2 מתארת סטטיסטית את שאר המשתנים בקרב הקטגוריות השונות. המשתנה  $X_2$  מייצג את הקירבה היחסית בנושאי מדיניות של המרוואיין ל"מחנה השלום". משתנה זה משלב את עמדות המרוואיין והמפלגות בנוגע לסוגיות הביטחוניות, לנושאים הכלכליים ולפתרון הקבע בשטחים. ההפרש בין המרחק הריבועי בין עמדת המרוואיין לעמדת "המחנה הלאומי" לבין המרחק הריבועי בין עמדתו לעמדת "מחנה השלום" מיצג את קירבתו היחסית בנושא הרלבנטי ל"מחנה השלום". שהרי ככל שהמרחק ביחס ל"מחנה הלאומי" גדול יותר, הקירבה ל"מחנה השלום" גדולה יותר.  $X_2$  מהווה ממוצע משוכלל של נושאי המדיניות השונים. אם המרוואיין היה מחוסר דעה ביחס לאחד הנושאים, ניתן לנושא זה משקל של

אפס בחישוב  $X_L$ , אחרת, ניתן משקל של אחד. ברור שיש מיזדה רבה של שרירותיות במתן משקל שווה לנושאים שונים. אולם ממחקרים קודמים מתברר כי זהו קירוב טוב. מהטבלה עולה כי ב-1991 קבוצת המצביעים לראשונה היתה מרוחקת יותר מ"מחנה השלום" מאשר המרואיינים ב-G2, שהיו מרוחקים יותר מאשר אלה אשר ב-G3.

המשתנה  $E_L$  מייצג את הכשרון היחסי של M לנהל את המדינה. המשתנה שווה לאחד אם המרואיין סבור שיצחק שמיר מתאים יותר לנהל את המדינה מאשר שמעון פרס באופן משמעותי ושווה לחמש אם הוא מעדיף את פרס. מספרי הביניים מייצגים העדפה פחות חדה. מתברר כי קבוצת המצביעים לראשונה מעדיפה את שמיר, בעוד המבוגרים יותר מעדיפים את פרס.

המשתנה Age מקבל ערכים בין 1 ל-6 בהתאם לגיל המרואיין. ערכים גבוהים יותר מייצגים קבוצת גיל מבוגרת יותר. יתכן שהצטרפות עולים למאגר המצביעים אחראית לכך שאין הבדל מהותי במשתנה זה בין שתי הקבוצות G1 ו-G2.

המשתנה Sfd שווה לאחד, אם הפרט משייך את עצמו למוצא הספרדי, ושווה לשניים, אם הוא משייך את עצמו למוצא אשכנזי. המשתנה Edy שווה למספר שנות הלימוד של המרואיין. המשתנה Rig שווה לאחד אם המרואיין מגדיר את עצמו כרדני מבחינה דתית, לשניים אם הוא מגדיר עצמו כדתי, לשלוש אם הוא מגדיר עצמו כמסורתי ולארבע אם הוא מגדיר עצמו כחילוני.

#### 4 הנתונים והמודל

למודל יש, כזכור, שתי מסקנות מרכזיות. האחת נוגעת להסתברות ההצבעה והשנייה להסתברות המעבר. הסתברות ההצבעה עבור כל אחד מהמחנות אמורה להיות פונקציה חיובית של קירבתו היחסית אל המרואיין בנושאי מדיניות, כישרונו היחסי לנהל את המדינה לדעת המרואיין, הצבעותיו הקודמות של המרואיין עבורו ומאפייניו הסוציו-כלכליים ודמוגרפיים של המרואיין.

טבלה 3 מציגה את אומדני מודל probit עבור החלטת ההצבעה ב-1991, כאשר ההמשתנה התלוי הוא הצבעה ל"מחנה השלום". האומדנים מראים שלראורה קיימת תמיכה לתאוריה, שכן לכל המקדמים יש את הסימן הצפוי. ההסתברות שהפרט יצביע עבור "מחנה השלום", ותלויה חיובית בקירבה המדינית היחסית ביניהם, תלויה חיובית בכישוריו היחסיים לנהל את המדינה ותלויה חיובית בהצבעות קודמות עבורו. מנגד, השכלה הינו המשתנה הסוציו-כלכלי ודמוגרפי היחיד שמשפיע על החלטת הבחירה של המרואיין. מעניין שמשנתה זה מקבל ערך שלילי, אשר משמעותו היא שבהינתן הצבעות העבר והעמדות, עליה בהשכלה מתואמת שלילית עם הצבעה למחנה M.

טבלה 3 מדגישה את חשיבות משתני העמדות והכישורים בבחירות בישראל, כפי שכבר הראו Shamir and Arian (1990) ו-Shachar (1990). מתברר גם שהמאפיינים הסוציו-כלכליים ודמוגרפיים, שזכו לתשומת לב מרכזית, אינם משמעותיים ביחס להחלטת הבחירה. אולם הדגש בטבלה זאת הוא על חשיבות תהליך ההרגל בהחלטת הבחירה הפוליטית. גם כאשר נלקחים בחשבון משתני העמדות והכישורים והמאפיינים הסוציו-כלכליים ודמוגרפיים, להחלטת העבר יש משקל על ההחלטה בהווה.

המסקנה השנייה של המודל, אותה ניתן לבחון בעזרת הנתונים, הינה שהסתברות המעבר בין המפלגות יורדת על-פני חיי הבוחר. כדי שקבוצת העוברים תהייה מקסימלית חושבה הסתברות המעבר בין המפלגות. לא בין המחנות. מהנתונים עולה כי כ-27 אחוז

מהמצביעים הצעירים מהגיל שלושים וארבע, מתכוונים ב-1991 להצביע עבור מפלגה שונה מזאת לה הצביעו ב-1988, בעוד שרק כ-17 אחוז מהמצביעים המבוגרים משלושים וארבע והצעירים מחמישים וחמש ורק כ-13 אחוז מבני החמישים וחמש ומעלה מתכוונים לנהוג כך. בטבלה 4 מוצג מודל probit לבחינת המסקנה השניה של המודל. המשתנה התלוי מקבל את הערך אחד אם הפרט מתכוון ב-1991 להצביע עבור מפלגה שונה מזאת לה הצביע ב-1988. המשתנה H2 מקבל את הערך אחד, אם הפרט צעיר מחמישים וחמש ומבוגר משלושים וארבע, ושווה לאפס אחרת. המשתנה H3 שווה לאחד אם הפרט מבוגר מחמישים וחמש, ושווה לאפס אחרת. המשתנה PMove נועד לייצג את היסטורית המעברים של כל מרואיין. לכן משתנה זה שווה לאחד עבור המרואיינים שהצביעו למפלגות שונות בבחירות 1984 ו-1988.

הממצאים תומכים במסקנה השניה של המודל. הסתברות המעבר, אכן, נמוכה יותר עבור קבוצות גיל מבוגרות יותר. כמו כן מעניין לציין כי ההסתברות לעבור בין שתי המפלגות גבוהה יותר בקרב אלה שנהגו כך בעבר. ניתן לפרש גם ממצא זה כתומך ברעיון תהליך ההרגל, משום שרוב הסיכויים שהפרטים חסרי ההזדהות המפלגתית הם העוברים ונטייתם להשאר במפלגה אליה עברו נמוכה יותר מאשר אלה המזדהים איתה. מתאור בסיסי זה של הנתונים עולה כי שתי המסקנות המרכזיות של המודל זוכות לתמיכה אמפירית. עתה ניתן לבחון את המודל ישירות בעזרת אמידה מבנית. כלומר, לאמוד את הפרמטרים של המודל, ובדרך זאת לבחון את התאוריה על כל היבטיה, במקום לבחון את המסקנות המרכזיות בלבד.

## 5. אמידת המודל ותוצאות

במחקרים קודמים על בחירות בישראל נבחנו תאוריות הצבעה אמפירית בדרך-כלל בעזרת רגרסיות ולעיתים באמצעות מודל ה-probit. למעשה נבחנו בעבר השלכות התאוריות לגבי הסתברות הבחירה בלבד. למרות שיחנן שחלק מהחוקרים הניחו באופן

סמוי תלות דינמית בין ההצבעות, לא זכתה הסתברות המעבר לתשומת לב. מכאן שהשיטות המקובלות לבחינת תאוריות הצבעה אינן יכולות למעשה לבחון את המודל על כל השלכותיו. באמידה מבנית, בה נאמדים הפרמטרים של המודל במקום פרמטרים כללים של משוואת הרגרסיה, נבחן המודל ישירות ולכן נבחנות מייד כל השלכותיו.

בהינתן הפרמטרים של המודל, ניתן לחשב בעזרת (4) את הסתברות ההצבעה של

כל אחד מהמרוואיינים, המותנה במאפייניו, כך:

$$(6) \Pr( d_t | E_t, X_t, Y_t, d_{t-1}, \dots, d_1 )$$

$$= \Phi \left( \frac{u_t^*(ID_{t-1}, \theta_t)}{\sigma_u} \cdot (1 - 2 \cdot d_t) \right)$$

כאשר  $\Phi(\bullet)$  הינה פונקציית ההסתברות הנורמלית סטנדרטית ו- $t$  מייצג את התקופה וכאשר התלות של  $M(Y_t)$  במשתנים הסוציו-כלכליים ודמוגרפיים נוסחה כך:

$$(7) M(Y_t) = \mu + ag \cdot age_t + sf \cdot sf d_t + ed \cdot edu_t + rl \cdot rl g_t$$

כיוון שהמידע הדרוש על מאפייני המרוואיין כלול בקובץ הנתונים, בהינתן הפרמטרים, אפשר לחשב בעזרת (4) את הערך הקריטי להחלטה עבורו בכל תקופה -  $u_t^*(ID_{t-1}, \theta_t)$ . בכל המקרים בהם המימוש של המשתנה המיקרי יהיה מתחת (מעל) לערך הקריטי  $L$  ( $M$ ) יבחר. לכן, ההסתברות שמרוואיין הצביע עבור  $L$  ( $M$ ) מחושבת כאינטגרל של פונקציית הצפיפות של המשתנה המקרי  $u_t$  ממינוס אינסוף ועד הערך הקריטי (מהערך הקריטי ועד פלוס אינסוף). כלומר, ההסתברות שהצביע, למשל, עבור  $L$  היא  $\Phi \left( \frac{u_t^*(ID_{t-1}, \theta_t)}{\sigma_u} \right)$ .

(. החלוקה בסטית התקן נועדה לתקן את המשתנה, כדי להתאימו לפונקציית הסטנדרטית נורמלית). לכן, בהינתן מאפייניו והפרמטרים, ההסתברות שכל אחד מהמרוואיינים הצביע עבור המחנה לו בפועל הצביע מוצגת ב-(6). (אנו מנצלים את הסימטריה בהתפלגות  $u_t$  בכתיבת (6)).

בצורה זאת מחושבת ההסתברות של הצבעה בודדת. כדי לחשב הסתברות של

תוואי של הצבעות, יש להכפיל את ההסתברויות המותנות התקופתיות זאת בזאת. למשל,



ההסתברות המשותפת של שתי ההצבעות הראשונות הינה:

$$\begin{aligned} \Pr(d_2, d_1 | \theta_2, \theta_1) &= \Pr(d_2 | \theta_2, d_1) \cdot \Pr(d_1 | \theta_1) \\ &= \prod_{\ell=1}^2 \Phi\left(\frac{u_{\ell}^*(ID_{\ell-1}, \theta_{\ell})}{\sigma_u}\right) \cdot (1 - 2 \cdot d_{\ell}) \end{aligned}$$

כך מחושבת ההסתברות של תוואי של הצבעות עבור הפרט הבודד. פונקצית הניראות של הנתונים מתחשבת בהסתברות זאת עבור כל הפרטים. כלומר:

$$(8) \quad L = \prod_{i=1}^N \prod_{\ell=1}^T \Phi\left(\frac{u_{\ell}^*(ID_{\ell-1}^i, \theta_{\ell}^i)}{\sigma_u}\right) \cdot (1 - 2 \cdot d_{\ell}^i)$$

כאשר T מייצג את אופק החיים, i את הפרטים השונים ו-N את גודל המדגם. מכאן שפונקצית הניראות (L) תלויה בערך הקריטי  $u_{\ell}^*(\bullet)$  התלוי בפרמטרים של המודל. אומדני הפרמטרים נמצאו על-ידי שיטת אומדי ניראות מקסימליים. היינו הפרמטרים של המודל שממקסמים פונקציה (8).

יש בקובץ הנתונים, כאמור, את כל המשתנים הדרושים כדי לאמוד מודל זה. כיוון שהפרטים בקבוצות G1 ו-G2 קיבלו את זכות ההצבעה אחרי בחירות 1984, הרי שכל היסטורית ההצבעות שלהם כלולה בקובץ הנתונים. אולם אין בו היסטורית הצבעות מלאה של כל הפרטים בקבוצת G3, שהרי הוא כולל את הצבעות המרואיינים רק בבחירות 1984, 1988 וכוונות הצבעתם ב-1991 ויתכן שחלקם הצביע עוד קודם לכן. לכן נאלצנו להניח כי בחירות 1984 היו הראשונות עבור כולם.

זיהוי הפרמטרים הוא מידי מכלל הבחירה ב-(4). משתני המרחק המדיני מזהים את a, משתני הכישורים מזהים את b, הצבעות העבר מזהות את  $\delta$ , ממוצע מספר המצביעים עבור "מחנה השלום" מזהה את  $\mu$ . המשתנים הסוציו-כלכליים ודמוגרפיים מזהים

את  $ag$ ,  $sf$ ,  $rl$  ו- $ed$ . ניתן לזהות את  $c$ , כיוון שניתן לאמוד את  $c-\delta$  ואת  $c-\delta^2$  בעזרת הצבעות העבר ב-1991. לאור היסטורית ההצבעות הקצרה, הרצון לפשט את האמידה וכיוון שאין לנו עניין מחקרי מיוחד ב- $c$ , הנחנו ש- $c=1$ <sup>1</sup>. לא ניתן לזהות את  $\epsilon$ , משום שהוא מופיע רק כמכפלה בפרמטרים אחרים, כלומר,  $a-\epsilon$  ו- $b-\epsilon$ . קביעת הערך של  $\epsilon$  ברמה מסוימת (1), פירושה למעשה רק נירמול של  $a$  ו- $b$ .

כדי דפשט את חישוב ערכי  $u_2^*(\cdot)$  העדפנו לאמוד את המודל הסטטי ( $\beta=0$ ) בו הפרט אינו לוקח בחשבון את השלכות פעולותיו בהווה על עתידו. חשוב לציין כי אין הבדל מהותי במסקנות בין המודל הסטטי לבין המודל הדינמי וכי בעבודות רבות התברר אמפירית כי קשה לדחות את ההשערה כי  $\beta=0$ <sup>2</sup>.

אומדני המודל מוצגים בטבלה 5. מטבלה 5 זו עולה כי האומדנים תואמים בסימנם את הנחות המודל. התועלת הינה פונקציה יורדת במרחק בין הפרט למועמדים בנושאי מדיניות ( $a > 0$ ) ופונקציה עולה בכישורי המועמדים לנהל את המדינה ( $b > 0$ ). ההזדהות המפלגתית מתנהגת כהליך הרגל ( $\delta > 0$ ). טעמי הפרט על פני המפלגות מושפעים ממספר שנות ההשכלה שלו, אך לא ממאפייניו הסוציו-כלכליים האחרים.

המסקנה האמפירית המרכזית של חלק זה הינה כי הנתונים תומכים רגישות השונות של הסיבות להצבעה בו זמנית. כלומר, בנוסף לשיקולי מדיניות וכישורי המועמדים מושפע הפרט בבחירתו הפוליטית גם מטעמיו הישירים על-פני המפלגות. טעמים אלה הינם פונקציה של מאפייניו הסוציו-כלכליים ודמוגרפיים ושל הצבעותיו הקודמות. חשוב לציין כי תהליך ההרגל, הנתפש על-ידי  $\delta$ , אינו יכול לבוע מתהליך לימוד עמדות המפלגות לאורך זמן המסתיים בהצבעות חוזרות ונשנות לאותה מפלגה. זאת משום שעמדות המועמדים כבר נלקחות בחשבון באמידה על-ידי  $a$ .

שחר (1992) אומד מודל דומה בעזרת נתונים על בחירות בארה"ב בשנות השיכעים ומקבל אומדן של 0.35 עבור  $\delta$ . כאן מתקבל אומדן של  $\delta$  השווה ל-0.66 כך שעוצמת ההרגל בישראל בשנות השמונים כפולה מזאת אשר בארה"ב בשנות השבעים. כלומר, ניתן להסביר את אחוז המעבר הנמוך בין המחנות בישראל ביחס לאחוז המעבר בין המפלגות

---

1. מבחן יחס הניראות אינו דוחה הנחה זאת.  
2. לדוגמה Berkovec and Stern (1991).

בארה"ב בעזרת תהליך ההרגל. הצבעה עבור אחד המחנות בישראל מחזקת את נאמנות הבוחר למחנה זה בעוצמה רבה יותר מאשר הצבעה עבור אחת המפלגות בארה"ב.<sup>1</sup> מבחן יחס הניראות נותן למודל תמיכה איתנה. בנוסף לכך, אחוז המרואיינים שהתנהגותם ב-1991 נחזת נכונה על-ידי המודל הינו 95 אחוז. ההתנהגות החזויה מסתמכת על הסתברות הבחירה של המרואיין. המחושבת על בסיס וחוננו והפרמטרים שנאמדו. למשל, אם ההסתברות שכוונת המרואיין להצביע עבור "מחנה השלום" ב-1991 גבוהה (קטנה) מחצי, הצבעתו החזויה הינה עבור M (L).

---

1. בעבודה זאת תהליך ההרגל הינו קופסה שחורה, שאינו זוכה לביסוס תאורטי עמוק יותר. אולם דומה כי לא קשה למצוא מספר הסברים אינטואיטיביים להבדל זה.

## 6. השערות אלטרנטיביות לתהליך ההרג

יש לפחות שתי סיבות אפשריות למימצא האמפירי לפיו הסתברות הבחירה מותנת בהצבעות הקודמות של הפרט. אחד ההסברים הוא שההזדהות המפלגתית המשפיעה על העדפות הפרט, הינה תוצר של תהליך הרגל, כפי שמוצג במודל. הסבר אחר לתופעה זאת הינו שהפרטים שונים זה מזה בטעמיהם הבסיסיים על-פני המפלגות. התמדה במאפיין פרטי זה (שאינו תלוי בהצבעות העבר או במאפיינים הסוציו-כלכליים ודמוגרפיים) תתבטא בהתמדה, שאינה ניתנת להסבר על-ידי המשתנים הנכללים בנתונים, בהצבעות הפרט ועל כן תתפרש כתלות דינמית של החלטות הבחירה בהווה באלה מהעבר.

מחקרים קודמים ציינו את השפעת בית הורי הפרט על העדפותיו המפלגתיות. מחקרים אחרים הזכירו השפעות מוקדמות אחרות על העדפות אלה. כיוון שלא ניתן לצפות בכל הגורמים שעיצבו את העדפותיו בתקופת בגרותו, סביר להניח כי קיימת הטרוגניות בלתי נצפית של טעמים על-פני המפלגות בקרב האוכלוסיה. העדפה כזאת, הקבועה על-פני חיי הפרט, עשויה כאמור, להוות בסיס להתמדה בהצבעה.

כדי לבחון את שתי ההשערות האלטרנטיביות להתמדה בהצבעה נניח כי לכל אחד מהפרטים יש מאפיין אישי כזה שיטומן ב- $v^i$ . מאפיין זה ידוע לפרט וקבוע על-פני חייו, אולם אינו ניצפה על-ידי החוקרים. התפלגות מאפיינים אלה באוכלוסיה הינה נורמלית עם תוחלת אפס ושונות  $\sigma_v^2$ . לפיכך, הסימפטיה היחסית שיש לפרט לטובת M מול L, תיוצג כעת כך:

$$ML(\bullet) = M(Y_i^j) + c \cdot ID_i^j + v^i + w_i^j$$

כאשר  $w_i^j$  המייצג את החפרעה האישית התקופתית, אותה ייצג  $u_i^j$  קודם לכן, מתפלג נורמלית עם תוחלת אפס ושונות  $\sigma_w^2$ .

כלל ההחלטה של הפרט ה- $i$ , כעת, הינו:

$$(9) \quad d_{\ell}^i = 1 \Leftrightarrow w_{\ell}^i > 0.5 \cdot \varepsilon \cdot (PP_{\ell}^{Li} - PP_{\ell}^{Mi}) \\ - M(Y_{\ell}^i) - c \cdot \delta \cdot ID_{\ell-1}^i - v^i \\ + 0.5 \cdot \beta \cdot E[V_{\ell+1}(\delta \cdot ID_{\ell-1}^i - 1, \theta_{\ell+1}^i, v^i)] \\ - 0.5 \cdot \beta \cdot E[V_{\ell+1}(\delta \cdot ID_{\ell-1}^i + 1, \theta_{\ell+1}^i, v^i)] \equiv u_{\ell}^*(ID_{\ell-1}^i, \theta_{\ell}^i, v^i)$$

$d_{\ell}^i = 0$ , אחרת

אותו ניתן לזוויג גם כן (לאחר חלוקת שני הצדדים בטטית התקן של  $w_{\ell}^i$ ):

$$d_{\ell}^i = 1 \Leftrightarrow \frac{w_{\ell}^i}{\sigma_w} > 0.5 \cdot \frac{\varepsilon}{\sigma_w} \cdot (PP_{\ell}^{Li} - PP_{\ell}^{Mi}) \\ - \frac{1}{\sigma_w} \cdot M(Y_{\ell}^i) - \frac{c}{\sigma_w} \cdot \delta \cdot ID_{\ell-1}^i - \tilde{v}^i \cdot \left(\frac{\rho}{1-\rho}\right)^{1/2} \\ + \frac{1}{2 \cdot \sigma_w} \cdot \beta \cdot E[V_{\ell+1}(\delta \cdot ID_{\ell-1}^i - 1, \theta_{\ell+1}^i, \tilde{v}^i)] \\ - \frac{1}{2 \cdot \sigma_w} \cdot \beta \cdot E[V_{\ell+1}(\delta \cdot ID_{\ell-1}^i + 1, \theta_{\ell+1}^i, \tilde{v}^i)] \equiv u_{\ell}^*(ID_{\ell-1}^i, \theta_{\ell}^i, \tilde{v}^i)$$

$d_{\ell}^i = 0$ , אחרת

כאשר  $\tilde{v}^i = \frac{\tilde{v}^i}{\sigma_v}$ ,  $\rho = \frac{\sigma_v^2}{\sigma_v^2 + \sigma_w^2}$  ותוחלת פונקצית הערך חושבה כפונקציה של  $\tilde{v}^i$ .

לכן ההסתברות לבחור במפלגה מותנה לא רק במאפיינים הנצפים של פרט, אלא גם במאפיין הבלתי נצפה. כלומר, ההסתברות המשותפת של שני ההצבעות הראשונות, למשל, הינה:

$$\Pr(d_2^i, d_1^i | \theta_2^i, \theta_1^i, \tilde{v}^i) = \Pr(d_2^i | \theta_2^i, d_1^i, \tilde{v}^i) \cdot \Pr(d_1^i | \theta_1^i, \tilde{v}^i)$$

כיוון שאין לנו נתונים על  $\tilde{v}^i$ , כדי לקבל את ההסתברות הבלתי מותנה במאפיין זה של תנואי ההצבעות, נחשב עבור כל פרט את

$$\Pr(d_2^i, d_1^i | \theta_2^i, \theta_1^i) = \int_{-\infty}^{\infty} \Pr(d_2^i | \theta_2^i, d_1^i, \tilde{v}^i) \cdot \Pr(d_1^i | \theta_1^i, \tilde{v}^i) \cdot \phi(\tilde{v}^i) d\tilde{v}^i$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} \prod_{\ell=1}^2 \Phi(u_{\ell}^*(ID_{\ell-1}^i, \theta_{\ell}^i, \tilde{v}) \cdot (1 - 2 \cdot d_{\ell}^i)) \cdot \phi(\tilde{v}) \, d\tilde{v}$$

כאשר  $\phi(\bullet)$  הינה פונקציית הצפיפות הנורמלית סטנדרטית, שהרי  $\tilde{v}^i$  מתפלג נורמלית סטנדרטית. בהתאם ניתן לחשב את פונקציית הניראות עבור החלטות בחירה אופטימליות של מדגם על N פרטים שהתנהגותם ניצפת במשך T תקופות:

$$(10) \quad L = \prod_{i=1}^N \int_{-\infty}^{\infty} \prod_{\ell=1}^T \Phi(u_{\ell}^*(ID_{\ell-1}^i, \theta_{\ell}^i, \tilde{v}) \cdot (1 - 2 \cdot d_{\ell}^i)) \cdot \phi(\tilde{v}) \, d\tilde{v}$$

שיטה זאת הוצגה לראשונה על-ידי Heckman והיא מתוארת בהרחבה במאמרו משנת 1981.

אמידת המודל הנוכחי על ידי מיקסום פונקציית הניראות שב-(10) מרחיב את תוצאות המודל בשני מישורים. בהנחה שקיימת הטרוגניות באוכלוסייה, האומדן של  $\delta$  אינו מוסה בגבול. כמו כן, ניתן לאמוד פרמטר נוסף  $\rho$ , המייצג את חלקה של שונות ההטרוגניות באוכלוסייה מסך שונות המשתנה המקרי, היינו מידת ההטרוגניות בטעמים באוכלוסייה. Heckman (1981) מסביר את מקור החבחנה בין משתנה מצב, המושפע מוחלטות קודמות, כמו ההזדהות המפלגתית כאן, לבין מאפיין אישי בלתי ניצפה הקבוע לאורך זמן, כמו המאפיין האישי בטעמי הפרט כאן. בשיטה זאת מנצלים את תוואי ההצבעה השונים של הפרטים, כדי להבחין בין שתי ההשערות האלטרנטיביות. כך, למשל, אם מדובר במאפיין אישי בלתי ניצפה הרי שאין סיבה להבדל באחוזי התמיכה ב-M ב-1991 בין מרואיינים שהצביעו ל-L ב-1984 ול-M ב-1988 לבין מרואיינים שהצביעו ל-M ב-1984 ול-L ב-1988. אולם מתברר, כי חמישים אחוזים מהמרואיינים שהצביעו עבור L ב-1984 ועבור M ב-1988 מביעים כוונה להצביע עבור M ב-1991, בעוד שרק 14 אחוזים מקרב המרואיינים מהקבוצה השניה מתכוונים לנהוג כך. שונות זאת בהתנהגות הפרטים מאפשרת לנו לזהות ולאמוד עיקבית את  $\delta - 1 - \rho$ .

תוצאות האמידה, המופיעות בטבלה 6 (סטיות התקן בסוגריים), תומכות בקיום

תהליך ההרגל. מהטבלה עולה בברור כי אין תמיכה להטרוגניות בלתי נצפית באוכלוסיה, אולם יש תמיכה לתהליך ההרגל (ברמת מובהקות של כ-99 אחוז). כיוון שהאומדן עבור  $\mu$  שווה לאפס, אומדני יתר המקדמים בטבלה זאת זהים לאלה שבטבלה 5.

התוצאה כאן שלמעשה בהנתן תהליך ההרגל אין הטרוגניות קבועה באוכלוסיה, מבססת את אחד הרעיונות המרכזיים בעבודה זאת, קיום תהליך הרגל ביחס למפלגות. כלומר, התמיכה האמפירית בהשערה זאת אינה מתבטלת, כאשר המודל כולל גם את ההשערה האלטרנטיבית, לפיה קיימת הטרוגניות בלתי נצפית בטעמי האוכלוסיה. גם אם התמיכה בקיום תהליך הרגל אינה מפתיעה, העדר התמיכה המוחלט בהטרוגניות בלתי נצפית באוכלוסיה מוזרה. פירושה, למשל, דחיה מוחלטת של השפעת משפחת הפרט על טעמיו המפלגתיים. מעבר לכך, פירושה שהגורמים היחידים המשפיעים על טעמיו המפלגתיים של הפרט הינם מאפייניו הסוציו-כלכליים ודמוגרפיים והצבעותיו בעבר. בהמשך נציג הסבר חשוי לחסביר את חערך חנמוך מאוד של האומדן של  $\mu$ .

## 7. הטיה רטרוספקטיבית בדיווח החלטת הבחירה

נתונים רטרוספקטיביים אינם יכולים להוות תחליף מושלם לנתוני פנל. אחת הבעיות המרכזיות הכרוכות במידע רטרוספקטיבי הינו שהדיווח על מאורעות מהעבר עלול להיות מוטה בעקבות השינויים שחלו מאז. (Zuckerman (1991 מדווח שאחוז ההתמדה בהצבעה בנתונים רטרוספקטיביים גבוה בכעשרה אחוז מזה שבנתוני פנל. דוגמה בולטת וידועה אחרת נוגעת לבחירות 1960 בארה"ב. קנדי ניצח בבחירות אלה את ניקסון בקושי רב. כלומר, כמעט חמישים אחוז מהבוחרים תמכו בניקסון. אולם בסקר שנערך בשנות השמונים טענו למעלה משמונים אחוז מהמרואיינים שהצביעו עבור קנדי בבחירות 1960, ורק פחות מעשרים אחוז הודו שתמכו בניקסון. כלומר, קיים חשש שמרואיינים אחדים ידווחו עבור מי הם היו רוצים להצביע בעבר, בהינתן המידע מהיום, במקום לדווח עבור מי הם הצביעו באמת. התנהגות זאת יכולה להיות תוצר של רציונליזציה רטרוספקטיבית בלתי מודעת או שקר ברור הנובע מכך שלא נעים להם להודות בטעות. על כן, יטו בוחרים לדווח שגם בעבר הצביעו עבור אותה מפלגה בה הם תומכים כיום.

התנהגות כזאת תיצור הטיות באומדנים המבוססים על נתונים רטרוספקטיביים, אשר תחזק את התמיכה האמפירית בהשערת תהליך ההרגל. לשם הבהרה נבחן מצב קיצוני בו החלטת הפרט אינה מושפעת מתהליך הרגל או מכל משתנה מצב אחר, אולם דיווחי הפרט מושפעים מרציונליזציה רטרוספקטיבית. במקרה זה, בנתוני אמת, לאחר שילקחו בחשבון כל הגורמים המשפיעים על החלטת הבחירה. לא תהיה תמיכה בתלות דינמית בין ההצבעות, שהרי אין תלות שכזאת. אולם, בנתונים רטרוספקטיביים יושפע הדיווח על החלטת הבחירה בעבר מהחלטת הבחירה הנוכחית ועל כן יוצר הרושם שיש תלות דינמית בין ההחלטות.

אמידה מבנית הינה מסגרת גמישה לשינויים ולתוספות בתאוריה ובמודל. ניתן לתקן את ההטיה הרטרוספקטיבית על ידי מידול התנהגות זאת ושילובה באמידת המודל.



נניח שדיווח רטרוספקטיבי על בחירה בעבר נלקחה מתוך המבנה הבא:

$$(11) \quad d_{t-1}^0 = \begin{cases} d_{t-1} & \text{בהסתברות } \gamma \\ d_t & \text{בהסתברות } 1-\gamma \end{cases} \quad 0 < \gamma < 1$$

כאשר  $d_{t-1}^0$  הינו הדיווח של המרואיין בתקופה  $t$  על החלטת הבחירה ב- $(t-1)$ . כלומר, בהסתברות של  $\gamma$  המרואיין מדווח אמת ביחס להחלטתו בעבר, ובהסתברות של  $1-\gamma$  שקר. הדיווח השיקרי הוא שהצבעה בעבר זהה להצבעה הנוכחית. אנו מניחים שאין שקר בדיווח על הבחירה הנוכחית. במקרה זה ההסתברות שעלינו לחשב עבור כל פרט, כדי להרכיב את פונקציית הניראות הינה  $(\theta_t, \theta_{t-1}, \dots, \theta_1 | d_t, d_{t-1}^0, \dots, d_1^0)$ . כלומר, ההסתברות שידווח על תוואי הצבעות מסויים, בהינתן מאפייניו לאורך חייו, ולא ההסתברות של תוואי ההצבעות עצמו, שאינו ידוע לנו. כזכור,  $\theta_t$  מייצג את כל המשתנים הרלבנטיים להחלטת הבחירה ב- $t$ .

לדוגמה, אם מדובר במודל בן שתי תקופות, עלינו לחשב עבור כל פרט את

$$\text{ההסתברות } Pr(d_2, d_1^0 | \theta_2, \theta_1) \text{ . זאת נחשב כך:}$$

$$(12) \quad Pr(d_2, d_1^0 | \theta_2, \theta_1) = Pr(d_1^0 | d_2, d_1=1) Pr(d_2 | \theta_2, d_1=1) \cdot Pr(d_1=1 | \theta_1) \\ + Pr(d_1^0 | d_2, d_1=0) Pr(d_2 | \theta_2, d_1=0) \cdot Pr(d_1=0 | \theta_1)$$

שתי פונקציות ההסתברות בקצה הימני של שתי השורות מתבססות על מודל הבחירה הפוליטית הפשוט. הביטוי הימני ביותר מציג את הסתברות הבחירה הפשוטה בתקופה הראשונה, בעוד הביטוי השני מימין מתייחס לתקופה השנייה. הביטוי השמאלי ביותר בכל אחת מהשורות מתבסס על התנהגות הרציונליזציה הרטרוספקטיבית, כפי שהיא מתוארת ב- $(11)$ . למשל, אם הפרט מדווח שהצביע עבור  $M$  בשתי התקופות, הרי שההסתברות בשורה העליונה שווה ל-1 בעוד ההסתברות בשורה התחתונה שווה ל- $(1-\gamma)$ . כפי שמוסבר

בשחר (1992) מקור הזיהוי של  $\gamma$  והבחנתו מ- $\delta$  הינם  $\theta_1$  ו- $\theta_2$ . כלומר, ההבחנה בין תלות דינמית אמיתית הנובעת מתהליך הרגל לבין תלות דינמית דימונית הנגרמת כתוצאה מהרציונליזציה הרטרוספקטיבית. מתבססת על קיומם של משתנים אקסוגניים אמיתיים אחרים להחלטת הבחירה.

מודל הבחירה הפוליטית בישראל בשילוב השערת הרציונליזציה הרטרוספקטיבית נאמד תוך התאמת שיטה זאת לקובץ הנתונים שבידינו. תוצאות אמידה זאת מופיעות בטבלה 7. המסקנה המרכזית היא שיש תמיכה לרציונליזציה רטרוספקטיבית. מתברר, כי בעשרים אחוז מהמקרים מושפעים המרואיינים מהחלטתם כיום בדווחם על החלטתם הפוליטית בעבר. ניתן לפרש זאת גם כאילו עשרים אחוז מהמרואיינים אינם מציגים דיווח אמת ביטוי נוסף להטיה הרטרוספקטיבית הוא בירידת אומדן  $\delta$  מ-0.66 ל-0.62. כלומר, חלק מההתמדה לכאורה בהצבעה נובע מרציונליזציה ולא מתהליך הרגל. אולט זהו חלק קטן ועדיין האומדן ל- $\delta$  מובהק, חיובי ועם ערך מספרי גבוה.

כמובן שאין זה המימצא הראשון להטיה רטרוספקטיבית. אולם מוצעת כאן שיטה המאפשרת בנוסף לחשיפת הרציונליזציה גם לתקן את ההטיה שהיא יוצרת. לאור זאת חשוב להדגיש את מגרעות שיטה זאת. לשם ההבחנה בין תלות דינמית אמיתית לדימונית יש צורך במשתנים אקסוגניים אמיתיים להחלטת הבחירה. לעיתים קרובות קשה בקובץ נתונים רטרוספקטיבי למצוא משתנים כאלה. למשל, ברור כי קיימת הטיה רטרוספקטיבית ביחס לעמדות הפרטים בנוגע למלחמת לבנון. בטבלה 7 הטיה זאת לא נלקחת בחשבון. עם זאת, כפי שתוקנה ההטיה לגבי דיווח ההצבעה ניתן לתקן הטיות אחרות. זאת, כל עוד ישארו די משתנים אקסוגניים אמיתיים.

מבחן טיב התאמה מעניין במיוחד למודל בחירה פוליטית זה משווה את אחוז המרואיינים שאמורים לתמוך ב-L-1-1981 ולדווח שתמכו במחנה זה גם בבחירות 1984 ו-1988 על-פי תחזית המודל לאחוז המרואיינים שהצהירו שנהגו כך בקרב קבוצות אוכלוסיה שונות. האוכלוסיה חולקה לחמש קטגוריות על פי משתני הכישורים והעמדות לאורך זמן. בקבוצה הראשונה נכללים מרואיינים שעמדותיהם היו קרובות יותר ל-L-

$$= \int_{-\infty}^{\infty} \prod_{\ell=1}^2 \Phi(u_{\ell}^*(ID_{\ell-1}^i, \theta_{\ell}^i, \tilde{v}) \cdot (1 - 2 \cdot d_{\ell}^i)) \cdot \phi(\tilde{v}) d\tilde{v}$$

כאשר  $\phi(\bullet)$  הינה פונקציית הצפיפות הנורמלית סטנדרטית, שהרי  $\tilde{v}^i$  מתפלג נורמלית סטנדרטית. בהתאם ניתן לחשב את פונקציית הניראות עבור החלטות בחירה אופטימליות של מדגם על N פרטים שהתנהגותם ניצפת במשך T תקופות:

$$(10) L = \prod_{i=1}^N \int_{-\infty}^{\infty} \prod_{\ell=1}^T \Phi(u_{\ell}^*(ID_{\ell-1}^i, \theta_{\ell}^i, \tilde{v}) \cdot (1 - 2 \cdot d_{\ell}^i)) \cdot \phi(\tilde{v}) d\tilde{v}$$

שיטה זאת הוצגה לראשונה על-ידי Heckman והיא מתוארת בהרחבה במאמרו משנת 1981.

אמידת המודל הנוכחי על ידי מיקסום פונקציית הניראות שב-(10) מרחיב את תוצאות המודל בשני מישורים. בהנחה שקיימת הטרוגניות באוכלוסיה, האומדן של  $\delta$  אינו מוטה בגבול. כמו כן, ניתן לאמוד פרמטר נוסף  $\rho$ , המייצג את חלקה של שונות ההטרוגניות באוכלוסיה מסך שונות המשתנה המקרי, היינו מידת ההטרוגניות בטעמים באוכלוסיה. (1981) Heckman מסביר את מקור ההבחנה בין משתנה מצב, המושפע מהחלטות קודמות, כמו ההזדהות המפלגתית כאן, לבין מאפיין אישי בלתי ניצפה הקבוע לאורך זמן, כמו המאפיין האישי בטעמי הפרט כאן. בשיטה זאת מנצלים את תואי ההצבעה השונים של הפרטים, כדי להבחין בין שתי ההשערות האלטרנטיביות. כך, למשל, אם מזובר במאפיין אישי בלתי ניצפה הרי שאין סיבה להבדל באחוזי התמיכה ב-M ב-1991 בין מרואיינים שהצביעו ל-I ב-1984 ול-M ב-1988 לבין מרואיינים שהצביעו ל-M ב-1984 ול-L ב-1984. אולם מתברר, כי חמישים אחוזים מהמרואיינים שהצביעו עבור L ב-1984 ועבור M ב-1988 מביעים כוונה להצביע עבור M ב-1991, בעוד שרק 14 אחוזים מקרב המרואיינים מהקבוצה השניה מתכוונים לנהוג כך. שונות זאת בהתנהגות הפרטים מאפשרת לנו לזהות ולאמוד עיקבית את  $\delta$  ו- $\rho$ .

תוצאות האמידה, המופיעות בטבלה 6 (סטיות הונקן בסוגריים), תומכות בקיום

תהליך ההרגל. מהטבלה עולה בברור כי אין תמיכה להטרוגניות בלתי נצפית באוכלוסיה, אולם יש תמיכה לתהליך ההרגל (כרמת מובהקות של כ-99 אחוז). כיוון שהאומדן עבור  $\rho$  שווה לאפס, אומדני יתר המקדמים בטבלה זאת זהים לאלה שבטבלה 5.

התוצאה כאן שלמעשה בהנתן תהליך ההרגל אין הטרוגניות קבועה באוכלוסיה, מבססת את אחד הרעיונות המרכזיים בעבודה זאת, קיום תהליך הרגל ביחס למפלגות. כלומר, התמיכה האמפירית בהשערה זאת אינה מתבטלת, כאשר המודל כולל גם את ההשערה האלטרנטיבית, לפיה קיימת הטרוגניות בלתי נצפית בטעמי האוכלוסיה. גם אם התמיכה בקיום תהליך הרגל אינה מפתיעה, העדר התמיכה המוחלט בהטרוגניות בלתי נצפית באוכלוסיה מוזרה. פירושה, למשל, דחיה מוחלטת של השפעת משפחת הפרט על טעמיו המפלגתיים. מעבר לכך, פירושה שהגורמים היחידים המשפיעים על טעמיו המפלגתיים של הפרט הינם מאפייניו הסוציו-כלכליים ודמוגרפיים והצבעותיו בעבר. בהמשך נציג הסבר העשוי להסריר את הערך הנמוך מאוד של האומדן של  $\rho$ .

## 7. הטיה רטרוספקטיבית בדיווח החלטת הבחירה

נתונים רטרוספקטיביים אינם יכולים להוות תחליף מושלם לנתוני פנל. אחת הבעיות המרכזיות הכרוכות במידע רטרוספקטיבי הינו שהדיווח על מאורעות מהעבר עלול להיות מוטה בעקבות השינויים שחלו מאז. (Zuckerman (1991 מדווח שאחוז ההתמדה בהצבעה בנתונים רטרוספקטיביים גבוה בכעשרה אחוז מזה שבנתוני פנל. דוגמה בולטת וידועה אחרת נוגעת לבחירות 1960 בארה"ב. קנדי ניצח בבחירות אלה את ניקסון בקושי רב. כלומר, כמעט חמישים אחוז מהבוחרים תמכו בניקסון. אולם בסקר שנערך בשנות השמונים טענו למעלה משמונים אחוז מהמרואיינים שהצביעו עבור קנדי בבחירות 1960, ורק פחות מעשרים אחוז הודו שתמכו בניקסון. כלומר, קיים חשש שמרואיינים אחדים ידווחו עבור מי הם היו רוצים להצביע בעבר, בהינתן המידע מהיום, במקום לדווח עבור מי הם הצביעו באמת. התנהגות זאת יכולה להיות תוצר של רציונליזציה רטרוספקטיבית בלתי מודעת או שקר ברור הנובע מכך שלא נעים להם להודות בטעות. על כן, יטו בוחרים לדווח שגם בעבר הצביעו עבור אותה מפלגה בה הם תומכים כיום.

התנהגות כזאת תיצור הטיות באומדנים המבוססים על נתונים רטרוספקטיביים, אשר תחזק את התמיכה האמפירית בהשערת תהליך ההרגל. לשם הבהרה נבחן מצב קיצוני בו החלטת הפרט אינה מושפעת מתהליך ההרגל או מכל משתנה מצב אחר, אולם דיווחי הפרט מושפעים מרציונליזציה רטרוספקטיבית. במקרה זה, בנתוני אמת, לאחר שילקחו בחשבון כל הגורמים המשפיעים על החלטת הבחירה. לא תהיה תמיכה בתלות דינמית בין ההצבעות, שהרי אין תלות שכזאת. אולם, בנתונים רטרוספקטיביים יושפע הדיווח על החלטת הבחירה בעבר מהחלטת הבחירה הנוכחית ועל כן יוצר הרושם שיש תלות דינמית בין ההחלטות.

אמידה מבנית הינה מסגרת גמישה לשינויים ולתוספות בתאוריה ובמודל. ניתן לתקן את ההטיה הרטרוספקטיבית על ידי מידול התנהגות זאת ושילובה באמידת המודל.

נניח שדיווח רטרוספקטיבי על בחירה בעבר נלקחה מתוך המבנה הבא:

$$(11) \quad d_{t-1}^0 = \begin{cases} d_{t-1} & \text{בהסתברות } \gamma \\ d_t & \text{בהסתברות } 1-\gamma \end{cases} \quad 0 < \gamma < 1$$

כאשר  $d_{t-1}^0$  הינו הדיווח של המרואיין רחוקה  $t$  על החלטת הבחירה ב- $(t-1)$ . כלומר, בהסתברות של  $\gamma$  המרואיין מדווח אמת ביחס להחלטתו בעבר, ובהסתברות של  $1-\gamma$  שקר. הדיווח השיקרי הוא שההצבעה בעבר זהה להצבעה הנוכחית. אנו מניחים שאין שקר בדיווח על הבחירה הנוכחית. במקרה זה ההסתברות שעלינו לחשב עבור כל פרט, כדי להרכיב את פונקציית הניראות הינה  $(\theta_t, \theta_{t-1}, \dots, \theta_1)$ . כלומר,  $\Pr(d_t, d_{t-1}^0, \dots, d_1^0 | \theta_t, \theta_{t-1}, \dots, \theta_1)$ . שידווח על תוואי הצבעות מסויים, בהינתן מאפייניו לאורך חייו, ולא ההסתברות של תוואי ההצבעות עצמו, שאינו ידוע לנו. כזכור,  $\theta_t$  מייצג את כל המשתנים הרלבנטיים להחלטת הבחירה ב- $t$ .

לדוגמה, אם מדובר במודל בן שתי תקופות, עלינו לחשב עבור כל פרט את

ההסתברות  $\Pr(d_2, d_1^0 | \theta_2, \theta_1)$ . זאת נחשב כך:

$$(12) \quad \Pr(d_2, d_1^0 | \theta_2, \theta_1) = \Pr(d_1^0 | d_2, d_1=1) \Pr(d_2 | \theta_2, d_1=1) \Pr(d_1=1 | \theta_1) \\ + \Pr(d_1^0 | d_2, d_1=0) \Pr(d_2 | \theta_2, d_1=0) \Pr(d_1=0 | \theta_1)$$

שתי פונקציות ההסתברות בקצה הימני של שתי השורות מתבססות על מודל הבחירה הפוליטית הפשוט. הביטוי הימני ביותר מציג את הסתברות הבחירה הפשוטה בתקופה הראשונה, בעוד הביטוי השני מימין מתייחס לתקופה השנייה. הביטוי השמאלי ביותר בכל אחת מהשורות מתבסס על התנהגות הרציונליזציה הרטרוספקטיבית, כפי שהיא מתוארת ב-(11). למשל, אם הפרט מדווח שהצביע עבור  $M$  בשתי התקופות, הרי שההסתברות בשורה העליונה שווה ל-1 בעוד ההסתברות בשורה התחתונה שווה ל- $(1-\gamma)$ . כפי שמוסבר

בשחר (1992) מקור הזיהוי של  $\gamma$  והבחנתו מ- $\delta$  הינם  $\theta_1$  ו- $\theta_2$ . כלומר, ההבחנה בין תלות דינמית אמיתית הנובעת מתהליך הרגל לבין תלות דינמית דימוינית הנגרמת כתוצאה מהרציונליזציה הרטרוספקטיבית, מתבססת על קיומם של משתנים אקסוגניים אמיתיים אחרים להחלטת הבחירה.

מודל הבחירה הפוליטית בישראל בשילוב השערת הרציונליזציה הרטרוספקטיבית נאמד תוך התאמת שיטה זאת לקובץ הנתונים שבידינו. תוצאות אמידה זאת מופיעות בטבלה 7. המסקנה המרכזית היא שיש תמיכה לרציונליזציה רטרוספקטיבית. מתברר, כי בעשרים אחוז מהמקרים מושפעים המרואיינים מהחלטתם כיום בדווחם על החלטתם הפוליטית בעבר. ניתן לפרש זאת גם כאילו עשרים אחוז מהמרואיינים אינם מציגים דיווח אמת. ביטוי נוסף להטיה הרטרוספקטיבית הוא בירידת אומדן  $\delta$  מ-0.66 ל-0.62. כלומר, חלק מההתמדה לכאורה בהצבעה נובע מרציונליזציה ולא מתהליך הרגל. אולם זהו חלק קטן ועדיין האומדן ל- $\delta$  מובהק, חיובי ועם ערך מספרי גבוה.

כמובן שאין זה המימצא הראשון להטיה רטרוספקטיבית. אולם מוצעת כאן שיטה המאפשרת בנוסף לחשיפת הרציונליזציה גם לתקן את ההטיה שהיא יוצרת. לאור זאת חשוב להדגיש את מגרעות שיטה זאת. לשם ההבחנה בין תלות דינמית אמיתית לדימוינית יש צורך במשתנים אקסוגניים אמיתיים להחלטת הבחירה. לעיתים קרובות קשה בקובץ נתונים רטרוספקטיבי למצוא משתנים כאלה. למשל, ברור כי קיימת הטיה רטרוספקטיבית ביחס לעמדות הפרטים בנוגע למלחמת לבנון. בטבלה 7 הטיה זאת לא נלקחת בחשבון. עם זאת, כפי שתוקנה ההטיה לגבי דיווח ההצבעה ניתן לתקן הטיות אחרות. זאת, כל עוד ישארו די משתנים אקסוגניים אמיתיים.

מבחן טיב התאמה מעניין במיוחד למודל בחירה פוליטית זה משווה את אחוז המרואיינים שאמורים לתמוך ב-L ב-1981 ולדווח שתמכו במחנה זה גם בבחירות 1984 ו-1988 על-פי תחזית המודל לאחוז המרואיינים שהצהירו שנהגו כך בקרב קבוצות אוכלוסיה שונות. האוכלוסיה חולקה לחמש קטגוריות על פי משתני הכישורים והעמדות לאורך זמן. בקבוצה הראשונה נכללים מרואיינים שעמדותיהם היו קרובות יותר ל-L

ב-1984, ב-1988 וב-1991 וסברו ששמיר מוכשר יותר מפרס משמעותית לאורך כל תקופה זאת. כלומר, משתנה העמדות תמיד שלילי עבורם ומשתנה הכישורים תמיד שווה לאחד. המודל צופה שכ-98 אחוזים מהם יצהירו על תמיכה ב-L ב-1984, ב-1988 וב-1991. בעוד כ-95 אחוזים מהם אכן נהגו כך. הקבוצה הבאה פחות קיצונית לטובת L. היא כוללת מרואיינים שהיו קרובים יותר לעמדות M ב-1984, ולעמדות L ב-1988 וב-1991 ואף פעם לא חשבו שפרס מוכשר יותר משמיר. כלומר, משתנה הכישורים היה חיובי ב-1984, אבל שלילי בשאר התקופות ומשתנה הכישורים היה תמיד נמוך מארבע. הקבוצה השלישית כוללת מרואיינים שהיו קרובים יותר לעמדות L לאורך התקופה, אבל מעולם לא חשבו ששמיר מוכשר יותר מפרס באופן משמעותי. כלומר, משתנה העמדות היה תמיד שלילי, אך משתנה הכישורים היה גבוה מאחד לאורך כל התקופה. הקבוצה הרביעית כוללת מרואיינים שהיו קרובים יותר לעמדות M וחשבו שפרס מוכשר יותר משמיר בבחירות 1984 ו-1988 והיו קרובים יותר לעמדות L והעריכו ששמיר מוכשר יותר מפרס ב-1991. כלומר, משתנה העמדות היה חיובי בשתי התקופות הראשונות ושלילי בתקופה האחרונה ומשתנה הכישורים היה גדול משלוש ב-1984 וב-1988 וקטן משלוש ב-1991. בקבוצה החמישית נכללים כל שאר המרואיינים.

טבלה 8 מציגה את אחוז המרואיינים שאמורים לתמוך ב-L ב-1991 ולזווח שתמכו במחנה זה גם בבחירות 1984 ו-1988 על-פי תחזית המודל ואת אחוז המרואיינים שהצהירו שנהגו כך. מהטבלה עולה שטיב ההתאמה של המודל מצויין. ממבחן ניימן-פירסון עולה כי לא ניתן לדחות את ההשערה שהאחוז הצפוי והאחוז בפועל בקטגוריות השונות שווים זה לזה. דרגת המובהקות של המבחן - כמעט 100 אחוז - מרשימה.

## 8. השלכות אמפיריות

החלטת בחירת מפלגה בישראל מושפעת, על-פי המימצאים האמפיריים, מעמדות הפרטים והמפלגות בנושאי מדיניות, מכישורי מנהיגי המפלגות לנהל את המדינה,



מהיסטורית ההצבעה של הפרטים וממאפייניהם הסוציו-כלכליים ודמוגרפיים. מעניין להשוות את עוצמתם של הגורמים השונים בהחלטת הבחירה. מתברר, כי אם כל תומכי M היו מאמצים את תפישת תומכי L ביחס לכישורי שמיר כראש הממשלה, היתה התמיכה ב-M בסקר יורדת מ-39 אחוז ל-21 אחוז. אם, מנגד, היו תומכי M מאמצים את גישת תומכי L ביחס לעמדות בנושאי מדיניות הרי התמיכה ב-M יורדת ל-32 אחוז. כלומר, נראה ששינוי בתפישות בנוגע לכישורי מנהיג המפלגה משמעותי יותר מאשר שינוי בעמדות בנושאי מדיניות<sup>1</sup>.

## 9. סיכום

התפישת כאילו למאפיינים סוציו-כלכליים ודמוגרפיים יש חשיבות רבה לגבי הצבעת הבוחרים בישראל נדחית בעבודה זאת על-ידי הנתונים על התנהגות פוליטית בעשור האחרון. מנגד, אנו מראים כי ההזדהות המפלגתית בישראל מאופיינת היטב על-ידי תהליך הרגל של הבוחר אל המפלגות.

אנו בוחנים את ההשערה שטעמי הפרט על-פני המפלגות מעוצבים, בין שאר, על-ידי תהליך הרגל למול ההשערה שטעמים אלה הינם פונקציה של מאפייניו הסוציו-כלכליים ודמוגרפיים ושל אלמנטים פסיכולוגיים בלתי נצפים על-ידי החוקרים בלבד. מתברר שהתמיכה האמפירית בקיומו של תהליך הרגל בבחירות בישראל אינה מתבטלת גם כאשר המודל כולל את ההשערה שיש הסרוגניות בלתי נצפית בטעמי הפרטים.

לתהליך הרגל בהחלטת הבחירה הפוליטית עשויה להיות משמעות מעניינת בניתוח מודל כלכלי-פוליטי של שיווי-משקל כללי על פני זמן. כך, למשל, ממשלה השואפת להיבחר מחדש עשויה לבחור מדיניות סובסידה ומיסוי המטיבה עם הצעירים על חשבון הזקנים. זאת, משום שעל-פי מודל זה הסתברות המעבר בין המפלגות של הצעירים גבוהה מזאת של הזקנים. לכן, קל יותר להעביר את תמיכת הצעירים שהצביעו בעבר למפלגה השנייה למפלגתך בעזרת מדיניות נכונה ובכך להשיג מטרות הן בטווח הקצר - ניצחון

1. גם Shamir and Arian (1990) מוצאים שהערכת כישורי המפלגות הינו המשטנה המרכזי

בהחלטה הבחירה וזו הפרוית

בבחירות הנוכחיות - והן בטווח הארוך - עקב תהליך ההרגל גדלים הסיכויים שצעירים אלה יצביעו עבור מפלגתך גם בעתיד. על הבוחרים הזקנים, מנגד, קשה להשפיע, ולכן קטנים הסיכויים לאבד את התומכים במפלגתך כתוצאה ממדיניות שאינה אופטימלית מבחינתם ולהעביר את תמיכת הזקנים שהצביעו בעבר למפלגה השנייה למפלגתך בעזרת מדיניות נכונה. כלומר, על-פי מודל זה, העולם, אכן, שייך לצעירים. הדמוקרטי, לפחות.

במחקר אנו מסתמכים על מדגם רטרוספקטיבי לגבי התנהגות פוליטית בעשור האחרון בישראל. תשובות רטרוספקטיביות לגבי ההצבעות בעבר עלולות להיות מוטות על-ידי המראיין, במודע או שלא במודע, עקב השינויים שחלו בהתנהגותו הפוליטית לאורך זמן. הטיה זאת תחזק, כמובן, את התמיכה האמפירית בקיומו של תהליך הרגל ובמקרים קיצוניים אף "תיצור" תמיכה אמפירית, למרות שאינו קיים. בעבודה אנו מציגים שיטת אמיזה המאפשרת בעת ובאותה עונה לאמוד את הפרמטרים הבלתי מוטים של תהליך ההרגל וכן את הסתברות ההטיה הרטרוספקטיבית. מתברר כי בהסתברות של כשמונים אחוז המראיין מדווח אמת לגבי הצבעותיו בעבר. כמו כן עולה כי התמיכה האמפירית בתהליך ההרגל אינה מתבטלת גם כאשר בעית ההטיה הרטרוספקטיבית נלקחת בחשבון.

המרחקים בין המראיין למפלגות בנושאי המדיניות השונים אוחדו במחקר זה למשתנה עמדות אחד. בשלב הבא, מן הראוי לפרק את משתנה העמדות לגורמים ולנסות לזהות את הרלבנטיות של הנושאים השונים לגבי החלטת הבחירה המפלגתית. כלומר, להשוות, למשל, בין חשיבותם היחסית של הסוגיות הביטחוניות ופתרון הקבע בשטחים. (Shamir and Arian (1990) כבר צעדו כבר דרך ארוכה בכיוון זה. אותם דברים אמורים במשתנה הכישורים. יש לנסות ולזהות את החשיבות היחסית של יכולת הביצוע הכלכלית מול הכישורים הביטחוניים, למשל.

המימצאים באשר לרציונליזציה רטרוספקטיבית, כמו גם המימצאים שהאר (1997) התומכים ברציונליזציה בעמדות ובכישורים, מעידים שיש מידה רבה של הטיה בנתונים המדווחים בסקרים. מימצאים אלה מכוונים אותנו לנושא מחקר מעניין ביחוד על רקע גל

העליה לישראל והוא עיצוב עמדות ותפישות פוליטיות במסגרת תהליך בחירת מפלגה, להבדיל מהחלטת בחירת מפלגה. כלומר, לנסות לעקוב אחר התפתחות העמדות והתפישות הפוליטיות במקביל לכוונות ההצבעה של פרטים חדשים במערכת הישראלית.

המערכת הפוליטית הישראלית מעודדת ניצול רב יותר של מסגרת הניתוח הפורמלית שהוצגה כאן. קל להתאים מסגרת זאת למערכת פוליטית הכוללת יותר משתי מפלגות. מן הראוי לבחון בנתונים את התאוריה המוצעת כאן תוך התחשבות בקיום מפלגות ראשיות ומפלגות לוויין ובמערכת היחסים ביניהן. כמו כן, קל להוסיף את האפשרות להמנע מהצבעה למערכת שיקולי הפרט.

## ביבלוגרפיה

Abramson, P., "Demographic Change and Partisan Support," in Arian, A. and Shamir, M. (eds) *The Elections in Israel - 1988*, (Boulder, Colorado, Westview, 1990).

Berkovec, J. and Stern, S., "Job Exit Behavior of Older Men," *Econometrica*, 59 (1991), 189-210.

Campbell, A., Converse, P., Miller, W.E., and Stokes, D.E., *The American Voter*, (New York, Wiley, 1960).

Converse, P.E. *The Dynamics of Party Support. Cohort-analyzing Party Identification*. (Beverly Hills, Sage, 1976).

Cukierman, A. and Meltzer, A., "A Positive Theory of Discretionary Policy, the Cost of Democratic Government, and the Benefits of a Constitution," *Economic Inquiry*, 24 (1986), 367-388.

Davis, O.A., Hinich, M.J. and Ordeshook, P.C., "An Expository Development of a Mathematical Model of the Electoral Process," *The American Political Science Review*, 64 (1970), 426-448.

Downs, A., *An Economic Theory of Democracy*, (New York, Harper & Row, 1975).

Fiorina, M.P., "An Outline for a Model of Party Choice," *American Journal of Political Science*, 21 (1977), 601-626.

Fiorina, M.P., *Retrospective Voting in American National Elections*, (New Haven, Yale University Press, 1981).

Harrop, M. and Miller, W.L., *Elections and Voters: A Comparative*

*Introduction*, (London, MacMillan, 1987).

Heckman, J.J., "Statistical Models for Discrete Panel Data," in Manski, C. and McFadden, D. (eds.), *Structural Analysis of Discrete Data with Econometric Applications*, (Cambridge, MA, The MIT Press, 1981).

Lazarsfeld, P.F., Berelson, B., and Gaudet, H., *The People's Choice*, (New York, Duell Sloane, Pierce, 1944).

Markus, G.B. and Converse, P.E., "A Dynamic Simultaneous Equation Model of Electoral Choice," *American Political Science Review*, 73 (1979), 1055-1070.

Nie, N.H., Verba, S., and Petrocik, J.R., *The Changing American Voter*, (Cambridge, MA, Harvard University Press, 1979).

Norpoth, H. and Rusk, J., "Partisan Dealignment in the American Electorate: Itemizing the Deductions Since 1964," *American Political Science Review*, 76 (1982), 522-537.

Rogoff, K. and Sibert, A., "Elections and Macroeconomic Policy Cycles," *Review of Economic Studies*, 55 (1988), 1-15.

Shachar, R., "A Dynamic Political Economy Model of Optimal Voting Decision with an Application with Israeli Data," *Program for the Study of the Israeli Economy, MIT, Working Paper No. 11-90, 1990*.

Shamir, M. and Arian, A., "The Ethnic Vote in Israel's 1981 Elections," in Arian A., (ed) *The Elections in Israel, 1981*, (Tel-Aviv, Ramot, 1983).

Shamir, M. and Arian, A., "The Intifada and Israeli Voters: Policy Preferences and Performance Evaluations," *The Pinhas Sapir Discussion Paper* 7-90, 1990.

Zuckerman A., "The Flow of the Vote in Israel: A Reconsideration of Stability and Change." in Arian, A. and Shamir, M. (eds) *The Elections in Israel - 1988*, (Boulder, Colorado, Westview, 1990).

שחר, ר. "נאמנות מפלגתית כההליך הרגל במודל בחירה דינמי: תאוריה וממצאים אמפיריים", חיבור לשם קבלת תואר "דוקטור לפילוסופיה", הוגש לסנאט של אוניברסיטת תל-אביב, מרץ 1992.

Table 1: Voting Description

Group 1		d91	
Mean		0.29	
Variance		0.46	
Group 2	d91	d88	
Mean	0.45	0.45	
Variance	0.50	0.50	
Group 3	d91	d88	d84
Mean	0.45	0.45	0.48
Variance	0.50	0.50	0.50

# in Group 2	d88	d91
23	1	1
2	1	0
2	0	1
28	0	0

Group 3	d84	d88	d91
115	1	1	1
5	1	1	0
3	1	0	1
18	1	0	0
6	0	1	1
6	0	1	0
7	0	0	1
133	0	0	0

L אם הצביע עבור M ושורה לאפס, אם הצביע עבור L  
 Group 1 כוללת מצביעים שלא היתה להם זכות בחירה לפני 1991.  
 Group 2 כוללת מצביעים שלא היתה להם זכות בחירה לפני 1988.  
 Group 3 כוללת מצביעים שהיתה להם זכות בחירה לפני 1988.

Table 2: Data Description

Group 1	Mean	Variance
X <sub>91</sub>	-4.20	7.72
E <sub>91</sub>	2.29	1.20
Age	1.22	0.67
Sfd	1.37	0.49
Edy	12.31	1.73
Rlg	3.22	0.74
Group 2	Mean	Variance
X <sub>91</sub>	-0.47	8.51
X <sub>88</sub>	-1.20	7.87
E <sub>91</sub>	2.76	1.14
E <sub>88</sub>	2.69	1.32
Age	1.20	0.56
Sfd	1.40	0.49
Edy	12.78	1.41
Rlg	3.45	0.66
Group 3	Mean	Variance
X <sub>91</sub>	2.95	7.56
X <sub>88</sub>	-0.02	8.93
X <sub>84</sub>	-0.88	9.39
E <sub>91</sub>	2.90	1.41
E <sub>88</sub>	2.91	1.35
E <sub>84</sub>	2.87	1.38
Age	3.62	1.43
Sfd	1.47	0.50
Edy	11.85	3.35
Rlg	3.46	0.60

Group 1 כוללת מצביעים שלא היתה להם זכות בחירה לפני 1991.  
 Group 2 כוללת מצביעים שלא היתה להם זכות בחירה לפני 1988.  
 Group 3 כוללת מצביעים שהיתה להם זכות בחירה לפני 1988.



---

Table 3: Voting Probit

	Coeff	S.E.
$d_{90}$	0.62	0.19
$d_{84}$	0.59	0.19
$E_{91}$	1.25	0.16
$X_{91}$	0.12	0.04
Sfd	-0.35	0.33
Rlg	0.14	0.26
Edy	-0.11	0.06
Age	0.00	0.09
Const	-2.54	1.26

Number of obs = 429  
chi-square (10) = 490.19  
Prob > chi-square = 0.00

---

---

Table 4: Transition Probit

	Coeff	S.E.
Pmove	0.75	0.27
H2	-0.63	0.26
H3	-0.89	0.32
Const	-1.15	0.17

Number of obs = 506  
chi-square (3) = 17.76  
Prob > chi-square = 0.00

---

---

Table 5: Structural  
Estimation

	Coeff	S.E.
a	0.067	0.01
b	0.817	0.07
delta	0.663	0.07
myu	-2.773	0.49
ag	0.018	0.04
sf	0.189	0.14
ed	-0.042	0.02
rl	0.111	0.12

Number of obs = 413  
chi-square (7) = 1006  
Prob > chi-square = 0.00

---

---

Table 6: Unobserved  
Heterogeneity

	Coeff	S.E.
a	0.067	0.01
b	0.817	0.07
delta	0.663	0.07
myu	-2.773	0.49
ag	0.018	0.04
sf	0.190	0.14
ed	-0.042	0.02
rl	0.111	0.12
rho	0.000	0.21

Number of obs = 413  
chi-square (8) = 1006  
Prob > chi-square = 0.00

---

---

Table 7: Retrospective  
Rationalization

	Coeff	S.E.
a	0.069	0.01
b	0.825	0.07
delta	0.622	0.10
myu	-2.660	0.56
ag	0.026	0.04
st	0.193	0.16
ed	-0.041	0.02
rl	0.069	0.15
gama	0.812	0.10

Number of obs = 413  
chi-square (8) = 1012  
Prob > chi-square = 0.00

---

---

Table 8: Goodness  
of Fit Test

	Expected	Actual	Number
Group 1	98.38	95.24	21
Group 2	77.52	74.07	27
Group 3	78.58	87.10	31
Group 4	31.40	38.46	13
Group 5	29.65	30.35	201

chi-square = 0.052  
Prob > chi-square = 0.9997

---