© עיוני משפט ל(2)
(יוני 2007), 399–433

האומנם ניתן להרשיע על בסיס ראיה מדעית יחידה?
המקרה של ראיית טביעת־האצבע וראיית ה־DNA

מאת
מרדכי הלפרט,* משה פרדס**

תקציר

מאמר זה עוסק בהערכתן הראויה של ראיות מדעיות במשפט הפלילי לנוכח אפשרות התרחשותה של שגיאה חיובית (false positive). המושג "שגיאה חיובית" מושאל מעולם האבחון הרפואי, שם הוא מתייחס למצב שבו בדיקה מראה כי נבדק מסוים חולה כאשר למעשה הוא בריא. בהקשר המשפטי נשתמש במושג זה כדי לתאר סיטואציה שבה ראיה מצביעה על ממצא מפליל נגד נאשם, אף שבפועל מדובר בטעות. כפי שנראה במאמר זה, בכל הראיות המדעיות, כולל הראיות המרכזיות לזיהוי – ראָיית טביעת־אצבע וראָיית DNA – ייתכנו שגיאות חיוביות.

במאמר זה נשתמש בנוסחת בייס כדי להמחיש את השלכותיה של הסתברות – ולו מינורית – לשגיאה חיובית, כמו־גם את השפעותיה של ההסתברות האפריורית (דהיינו, מידת השכנוע באשמתו של הנאשם במנותק מהראיה המדעית), על הערכת האשמה ועל ההכרעה במשפט הפלילי. מכיוון שההסתברות האפריורית תלויה במשקל הראיות הלא־מדעיות בתיק, מקרים שבהם ראיה מדעית משמשת ראיה עיקרית להרשעה מתאפיינים בהסתברות אפריורית נמוכה במיוחד. במקרים אלה, העדר התייחסות להסתברות האפריורית עלול ליצור הטיה מהותית ואף להוביל להרשעות־שווא. יתר על כן, בהעדר אומדני שגיאה ומתודולוגיות להערכת הסיכון לשגיאה, קשה להעריך את התוספת הראייתית הנדרשת לראיה המדעית על־מנת שתוכל לבסס הרשעה מעבר לספק סביר. לנוכח זאת נטען כי יש להיזהר מפני הסתמכות על ראיות מדעיות, ובפרט על ראָיית טביעת־אצבע וראָיית DNA, כראיות עיקריות להרשעה, וכי בכל מקרה אין להסתמך עליהן כראיות יחידות להרשעה.

א. מבוא
ב. התיאוריה הכללית
1. שגיאה חיובית באבחון הרפואי

---

* דוקטור לפיזיקה העוסק במחקר ופיתוח.
** עורך־דין ובעל תואר שני במִנהל עסקים.

הכותבים מודים לעורכי כתב־העת עיוני משפט ולחברי המערכת על העבודה הרבה והמסורה שהשקיעו במאמר זה ובגרסות קודמות שלו.

2. המחשה באמצעות נוסחת בייס
3. המעבר מהאבחון הרפואי לעולם המשפט
4. הרשעה על בסיס ראיה מדעית יחידה
5. המקרה של זיהוי על בסיס סריקה שיטתית
6. ביקורות אפשריות על התיאוריה
(א) טענת ה־case-specific
(ב) ביקורת על השימוש בנוסחת בייס במשפט
ג. ראיית טביעת־האצבע
1. אמינות הבדיקה
2. פרשת Brandon Mayfield
3. ראיית טביעת־האצבע בפסיקה הישראלית
ד. ראיית DNA
1. הסתברות ההתאמה המקרית בראיית ה־DNA
2. התייחסות המשפט לשגיאת מעבדה חיובית בבדיקת ה־DNA
3. הערכת ראיית DNA בישראל
ה. סיכום

א. מבוא

מאמר זה עוסק בהערכתן הראויה של ראיות מדעיות במשפט הפלילי לנוכח אפשרות התרחשותה של שגיאה חיובית (false positive). המושג "שגיאה חיובית" מושאל מעולם האבחון הרפואי, שם הוא מתייחס למצב שבו בדיקה מראה כי נבדק מסוים חולה כאשר למעשה הוא בריא. בהקשר המשפטי נשתמש במושג זה כדי לתאר סיטואציה שבה ראיה מצביעה על ממצא מפליל נגד נאשם, אף שבפועל מדובר בטעות. כפי שנראה במאמר זה, בכל הראיות המדעיות, כולל הראיות המרכזיות לזיהוי – ראָיית טביעת־אצבע וראָיית DNA – ייתכנו שגיאות חיוביות.

בבסיס המאמר עומדת בעיה מוכרת בדיסציפלינות שונות, ביניהן הדיסציפלינה המשפטית, אשר מכונה "כשל החלפת ההתניות".[1] בהקשר המשפטי כשל זה נעוץ בהעדר

1 "fallacy of the transposed conditional". כשל החלפת ההתניות מתרחש כאשר מתרגמים באופן ישיר הסתברות מותנית להסתברות מותנית הפוכה, מבלי להביא בחשבון שהאירועים שכל אחת מההסתברויות מותנית בהם שונים, ושההסתברויות להתרחשותם אינן תלויות בהכרח זו בזו. זוהי טעות מתמטית מוכרת, המתרחשת עקב הטיה קוגניטיבית בהקשר של בחינת הסתברויות השגיאה. הסתברות מותנית והסתברות מותנית הפוכה יכולות להיות שונות בסדרי־גודל! לדוגמה, ההסתברות של אדם להיות חבר־כנסת, בהינתן שהוא אזרח ישראלי, היא מספר חברי־הכנסת (120) חלקי מספר אזרחי ישראל הכשרים לכהן כחברי־כנסת. מדובר במספר קטן מאוד – אחד חלקי עשרות אלפים. מן הצד האחר, ההסתברות המותנית

הבחנה בין הסתברות הראיה בהינתן אשמה לבין ההסתברות ההפוכה, דהיינו, הסתברות האשמה בהינתן הראיה, שהיא הרלוונטית להערכת האשמה בהליך הפלילי. כשל זה מוביל להתעלמות מההסתברות המקשרת בין שתי הסתברויות אלה, היא ההסתברות האפריורית לאשמה, משמע, מידת השכנוע באשמתו של הנאשם במנותק מהראיה המדעית ובהתחשב במכלול הראיות האחרות בתיק. כתוצאה מהזנחת ההסתברות האפריורית עלולה להיעשות הערכה שגויה של משקל הראיה המדעית. מכיוון שההסתברות האפריורית תלויה במשקל הראיות הלא־מדעיות בתיק, מקרים שבהם ראיה מדעית משמשת ראיה עיקרית להרשעה מתאפיינים בהסתברות אפריורית נמוכה במיוחד. במקרים אלה, העדר התייחסות להסתברות האפריורית עלול ליצור הטיה מהותית ואף להוביל להרשעות־שווא.

יתר על כן, מכיוון שראיות מדעיות חשופות לשגיאות מעבר למה שמקובל לחשוב, יש חשיבות רבה, ולעיתים מכרעת, להערכת הסתברות השגיאה. העדרם של אומדני שגיאה ומתודולוגיות להערכת הסיכון לשגיאה מקשה את הערכת התוספת הראייתית הנדרשת לראיה המדעית (ההסתברות האפריורית) על־מנת שתוכל לבסס הרשעה מעבר לספק סביר. במאמר זה נשתמש בנוסחת בייס על־מנת להמחיש את היחס בין ההסתברויות השונות ואת השלכותיה של הסתברות – ולו מינורית – לשגיאה חיובית בהקשר של המשפט הפלילי. לאור ניתוח זה נטען כי לפחות לגבי ראָיית טביעת־אצבע וראָיית DNA יש להיזהר מפני הסתמכות עליהן כראיות עיקריות להרשעה, וכי בכל מקרה אין להסתמך עליהן כראיות יחידות להרשעה.

אף שטענותינו יתמקדו בשני סוגי הראיות האמורים, אנו סבורים כי התשתית התיאורטית המונחת ביסוד מאמר זה כללית דייה, ולכן מתאימה גם לבחינה ביקורתית של ראיות מדעיות אחרות, כגון בדיקות סמים, בדיקות אלכוהול וכיוצא בהן.

וזו תהיה דרך הילוכנו: *בפרק ב* נציג את התשתית העובדתית הכללית והפרטנית המונחת בבסיסה של תיאוריית השגיאה החיובית. נתחיל בדוגמה מעולם האבחון הרפואי, ונראה כי בניגוד לאינטואיציה, גם הסתברות נמוכה מאוד לשגיאה חיובית בבדיקה רפואית עלולה להוביל לשגיאות ברוב המקרים שבהם נבדק המשתייך לקבוצת־סיכון נמוכה נמצא חיובי בבדיקה. לנוכח המחשה זו, נציג את המודל הבייסיאני להערכת הסתברויות, אשר ישמש אותנו גם בהקשר המשפטי. במסגרת זו נראה כי רמת הדיוק הנדרשת מראיה מדעית כדי שהיא לבדה תוכל לבסס הרשעה במשפט הפלילי הינה גבוהה ביותר. נתייחס למגוון גורמים להתרחשותה של שגיאה חיובית, ונדגיש על־כן כי ראיות מדעיות אינן יכולות לעמוד בסטנדרט הדיוק הנדרש. בתוך כך נתייחס לסכנה המיוחדת הכרוכה באיתור חשודים באמצעות סריקה במאגרי נתונים.

בפרק ג נדון במאפייניה המיוחדים של ראיית טביעת־האצבע. בניגוד לדעה שרווחה

ההפוכה – ההסתברות של אדם להיות אזרח ישראלי בהינתן שהוא חבר־כנסת – היא אחת. זאת, מאחר שחבר־כנסת חייב להיות אזרח ישראלי. דורון מנשה **כבילת שיקול הדעת השיפוטי בשאלות עובדתיות** 385, ה"ש 55 (עבודה לתואר "דוקטור למשפטים", אוניברסיטת תל־אביב – הפקולטה למשפטים, 2000), שמפנה אל: Persi Diaconis & David Freedman, *The Persistence of Cognitive Illusions*, 4 Behavioural & Brain Sci. 317, 333 (1981).

בכל שנות המאה העשרים כי ראיית טביעת־האצבע הינה מוחלטת ונקייה משגיאות, אין הדבר כך. אף שלכל אדם יש טביעת־אצבע הייחודית לו, דגימות מטביעות־אצבע של שני אנשים שונים עשויות להיות דומות עד כדי כך שמומחים ישוכנעו כי מקורן זהה. תוך התייחסות לספרות ולפסיקה הרלוונטיות, נראה כי בראיית טביעת־האצבע ייתכנו שגיאות הן ברמה התיאורטית הן ברמה המעשית, וניעזר בכלים התיאורטיים שהוצגו בפרק ב על־מנת להצביע על הכשלים בהערכתה של ראיה זו.

בפרק ד נדון בראיית ה־DNA, ונתייחס לשני המקורות העיקריים לשגיאה בבדיקת ה־DNA: התאמה מקרית, המתייחסת לקביעה שגויה של זהות בין שתי דגימות גנטיות שמקורן שונה כתוצאה משיטת הבדיקה הנוהגת המבוססת על השוואה חלקית; ושגיאת מעבדה, המתרחשת כתוצאה מטעויות בתהליך הטיפול בדגימות הגנטיות. בעוד השגיאות מהסוג הראשון זוכות בהתייחסות במשפט, אין הדבר כך לגבי שגיאות מעבדה. לדעתנו, עובדה זו מעוררת קושי מיוחד, שכן ההסתברות להתרחשותן של שגיאות מעבדה הינה גבוהה על־פי־רוב באופן משמעותי מההסתברות להתאמה מקרית. לשמחתנו, פסיקה עדכנית של בית־המשפט העליון מגלה ניצנים של גישה חדשה להערכתן של ראיות DNA, ברוח הטענות המועלות במאמר זה. אין לנו אלא לקוות שמגמה זו תמשיך להתחזק, ותניע את בתי־המשפט לנקוט את הזהירות המתחייבת בבואם לבסס הרשעה על ראיות מדעיות.

ב. התיאוריה הכללית

1. שגיאה חיובית באבחון הרפואי

דיסציפלינות שונות של המדעים עוסקות באפשרות של התרחשות שגיאה בבדיקה מדעית.[2] המונח "שגיאה חיובית" בתחום הרפואה מתייחס למצב שבו בדיקה מסוימת מראה

2 בתחום האבחון הרפואי ראו: Klemens B. Meyer & Stephen G. Pauker, *Screening for HIV: Can We Afford the False Positive Rate?* 317 New Eng. J. Med. 238, 238 (1987). ראו התייחסות לנושא גם בתחומים של הנדסה, כגון מערכות מכ"ם: Michael J. Saks & D. Michael Risinger, *Baserates, the Presumption of Guilt, Admissibility Rulings, and Erroneous Convictions*, 2003 Mich. St. L. Rev. 1051, 1052–1053 (2003) (להלן: סאקס וריסינגר); ובענפים אחרים הקשורים לראיות מדעיות: Joaquin Gonzalez-Rodriguez, Julian Fierrez-Aguilar, Daniel Ramos-Castro & Javier Ortega-Garcia, *Bayesian Analysis of Fingerprint, Face and Signature Evidences with Automatic Biometric Systems*, 155 Forensic Sci. Int'l 126 (2005). ראו גם: Colin Aitken & Franco Taroni, Statistics and the Evaluation of Evidence for Forensic Scientists (Statistics in Practice) 95 (2nd ed., 2004) (להלן: אייטקין וטרוני).

בטעות כי אדם לוקה במחלה כלשהי כאשר בפועל הוא אינו חולה בה כלל.[3] בעולם הרפואי נעשה שימוש במערכת מושגית ביו־סטטיסטית של קבלת החלטות, שמטרתה היא ניבוי "חולי" בהינתן תוצאות בדיקה חיוביות (ערך הניבוי החיובי).[4] דוגמה מתחום זה יכולה להמחיש את משמעויותיו של כשל החלפת ההתניות ואת האופן שבו ניתן להתגבר עליו. נציג את הדוגמה, ראשית, באמצעות הסבר אינטואיטיבי, ולאחר־מכן ניתן לה ביטוי מתמטי, שישמש תשתית לטיפול בראיות מדעיות בעולם המשפט.

נניח שיש ערכה ביתית לבדיקת HIV (איידס), אשר היצרנים מדווחים עליה כי היא "מדויקת" ב־99.9%. משמעותו של נתון זה היא כי אומדן השגיאה החיובית הממוצע שלה הוא 0.1% בלבד. כלומר, אם אלף אנשים בריאים היו נבדקים, רק אחד מהם היה נמצא חיובי (נשא HIV) כתוצאה משגיאה חיובית בבדיקה. במונחי הסתברות נאמר כי ההסתברות שהבדיקה תצא חיובית בהינתן שהנבדק בריא היא אחד לאלף. במבט ראשון בדיקה זאת נשמעת מדויקת ובטוחה. כעת, פלוני עושה את הבדיקה ותוצאת הבדיקה היא חיובית. השאלה היא מה ההסתברות שהוא אכן נשא של הנגיף?

מחקרים הראו כי רבים ישיבו על שאלות מעין אלה כי ההסתברות שהנבדק אכן נשא של הנגיף היא 99.9%, ואילו ההסתברות שהוא אינו נשא היא 0.1%.[5] ברם, תשובה זו יכולה להיות רחוקה מאוד מן האמת. הסיבה לכך נעוצה בהבחנה שבין הסתברות מותנית להסתברות מותנית הפוכה. בדוגמה שהבאנו, 0.1% היא התשובה לשאלה מהי ההסתברות שהבדיקה תצא חיובית בהינתן שהנבדק בריא, אך אנו מעוניינים לענות על השאלה בדבר ההסתברות המותנית ההפוכה, קרי, מהי ההסתברות שהנבדק בריא בהינתן תוצאת בדיקה חיובית. חוסר ההבחנה בין שתי הסתברויות מותנות אלה מכונה "כשל החלפת ההתניות", והוא עלול להביא לידי הטיה משמעותית:

נניח כי מדובר בנבדק אשר מסווג לפי התנהגותו לקבוצת־סיכון נמוכה (הוא מקיים יחסי־מין בטוחים, אינו משתמש במחטים שבהם השתמשו אחרים, ואינו נזקק לעירויי דם), וכי בקבוצת־סיכון זו שכיחות המחלה היא אחד לעשרת אלפים אנשים. דהיינו, מתוך עשרת אלפים אנשים המשתייכים לקבוצת־הסיכון הנמוכה, רק אדם אחד נושא את הנגיף. במקרה זה נאמר כי השער הבסיסי (base rate)[6] לנשאות של הנגיף בקבוצת אוכלוסייה המצויה בסיכון נמוך הוא אחד לעשרת אלפים.

---

3 אומדן השגיאה החיובית של הבדיקה מתקבל על־ידי ניסוי הנערך על נבדקים שידוע בוודאות כי הם בריאים. האומדן נקבע על־פי שיעור הנבדקים שלגביהם התקבלה תוצאת בדיקה חיובית.

4 Douglas G. Altman & J. Martin Bland, לדיון ראו: positive predictive value (PPV). *Diagnostic Tests 2: Predictive Values*, 309 Brit. Med. J. 102 (1994).

5 Amos Tversky & Daniel Kahneman, *Evidential Impact of Base Rates*, *in* Judgment Under Uncertainty: Heuristics and Biases 153, 154 (Daniel Kahneman, Paul Slovic & Amos Tversky eds., 1982).

6 שער בסיסי (base rate) הוא מידת שכיחותה של תופעה מסוימת באוכלוסייה רלוונטית. ראו סאקס וריסינגר, לעיל ה"ש 2, בעמ' 1053–1055.

אם עשרת אלפים אנשים מקבוצת־הסיכון הנמוכה היו עושים את הבדיקה, אזי לנוכח רמת הדיוק של הבדיקה (99.9%), אחת־עשרה בדיקות היו יוצאות חיוביות. זאת, על־פי החישוב הבא: הסתברות של 0.1% להתרחשותה של שגיאה חיובית מתורגמת בדוגמה זו לעשרה בני־אדם בריאים אשר בדיקתם הייתה יוצאת חיובית רק בגלל השגיאה (0.1% מתוך 9,999 אנשים בריאים הם 9.999 אנשים – בקירוב טוב 10). נוסף על כך, בדיקתו של אותו אדם יחיד מתוך אותם עשרת אלפים שהינו באמת נשא הייתה יוצאת אף היא חיובית.[7] בסך־הכול מדובר אפוא באחת־עשרה תוצאות בדיקה חיוביות. עם זאת, יש לשוב ולהדגיש כי מתוך אותה קבוצה המונה אחד־עשר אנשים שבדיקתם יצאה חיובית כאמור, רק אדם אחד הוא אכן נשא של הנגיף, ואילו עשרה נוספים הינם בריאים. לכן, כאשר בדיקתו של אדם מקבוצת־סיכון נמוכה יוצאת חיובית, ההסתברות שהוא אכן נשא (ערך הניבוי החיובי של הבדיקה) היא 1/11, דהיינו, כ־9% בלבד. ההסתברות שהתרחשה שגיאה חיובית היא 10/11, דהיינו, כ־91%.

תוצאה זו עשויה להיראות מפתיעה, מאחר שלמרות הנחת־המוצא בדבר אומדן שגיאה נמוך של מקרה אחד לאלף (עשירית האחוז, כאמור), עולה בדוגמה דנן כי ההסתברות שהנבדק אינו נשא עומדת על 91%, דהיינו, פי 900. מכאן שבדיקה שיכולה להיות "מדויקת" דייה לגבי נבדקים מקבוצת־סיכון גבוהה[8] (המתאפיינים בשער בסיסי גבוה יחסית) עלולה להיות חסרת תועלת לחלוטין ואף מטעה לגבי נבדקים מקבוצת־סיכון נמוכה (המתאפיינים בשער בסיסי נמוך יחסית).

2. המחשה באמצעות נוסחת בייס

דרך מתמטית ישירה לפתור בעיות שמופיעות בהן הסתברויות מותנות והסתברויות מותנות הפוכות, דוגמת בעיית האבחון הרפואי אשר נידונה בתת־פרק הקודם, היא על־ידי שימוש ישיר במשפט בייס (Bayes Theorem).[9] לפי נוסחת בייס, הקשר בין ההסתברות

---

7 הזנחנו אפשרות של שגיאה שלילית, דהיינו, סיטואציה שבה האדם נשא אך הבדיקה מראה בטעות כי הוא אינו נשא. תרומתה של השגיאה השלילית קטנה מאוד לגבי קבוצות אוכלוסייה המצויות בסיכון נמוך.

8 נניח שמדובר בנרקומן אשר מזריק סמים באמצעות מחט שגם אחרים משתמשים בה. נניח גם כי אחד מכל חמישים אנשים אשר נוהגים כך הינו נשא איידס. בנתוני הדוגמה, שבה אומדן השגיאה החיובית הוא שגיאה אחת לכל אלף מקרים, אם היינו בודקים 10,000 איש מאותה קבוצת־סיכון, היינו מקבלים 200 תוצאות חיוביות אמיתיות (בהנחה שאין שגיאה שלילית) + 9.8 אנשים (0.1% מ־9,800 האנשים האחרים) שבדיקתם הייתה יוצאת חיובית כתוצאה משגיאה חיובית. אם כך, מתוך 209.8 אנשים שתוצאתם הייתה יוצאת חיובית, 200 הם נשאים ו־9.8 אינם נשאים. אם כך, ערך הניבוי החיובי של הבדיקה הוא 200/209.8, כלומר, 95.3%. כלומר, אנו נשגה רק ב־4.7% מהמקרים. אנו רואים כי לגבי נבדקים בסיכון גבוה הבדיקה אמינה הרבה יותר מאשר לגבי נבדקים בסיכון נמוך.

9 Thomas Bayes, *An Essay Towards Solving a Problem in the Doctrine of Chances*,

המותנית לבין ההסתברות המותנית ההפוכה תלוי בהסתברות האפריורית של הנבדק להיות חולה. ההסתברות האפריורית מבטאת את הסיכוי המקדמי – בהעדר מידע על־אודות תוצאות הבדיקה – לכך שהנבדק חולה. את ההסתברות האפריורית של הנבדק להיות חולה ניתן ללמוד מקבוצת־הסיכון שאליה הוא משתייך. שיוכו של נבדק לקבוצה נקבע על־סמך נתוניו המקדמיים של הנבדק וכן על־פי התנהגותו. ככל שההסתברות האפריורית נמוכה יותר כן קשה יותר לאמוד את ההסתברות המותנית ההפוכה (המבוקשת) על־פי ההסתברות המותנית הידועה.

במאמר זה נציג את נוסחת בייס בצורה של יחסים, אשר נמצאה נוחה ומתאימה לפתרון בעיות מעין אלה:[10]

(1) posterior odds = likelihood ratio x prior odds

צורת הצגה זאת נהוגה במדע ככלל, ובאבחון הרפואי ובמדע הפורנזי בפרט, לגבי מקרים שבהם שתי השערות מתחרות ביניהן אל מול מידע נתון. במקרה של האבחון הרפואי, השערה אחת תהיה כי האדם חולה (נסמן אותה ב־H), וההשערה האחרת תהיה כי האדם בריא (נסמן אותה ב־H1). האירוע הנתון הוא תוצאה חיובית של בדיקה (נסמן אותה ב־D).

יחס הנראוּת (likelihood ratio), המופיע ראשון באגף ימין של משוואה (1), הוא היחס בין ההסתברות לקבלת תוצאה חיובית בבדיקה בהינתן ההשערה כי האדם חולה לבין ההסתברות לקבלת תוצאה חיובית בבדיקה בהינתן ההשערה כי האדם בריא[11] –

$$\text{likelihood ratio} = \frac{P(D \mid H)}{P(D \mid H1)}$$

כלומר, מדובר ביחס בין האפשרות כי בהינתן שנבדק חולה תוצאת הבדיקה תהא חיובית לבין האפשרות כי בהינתן שהנבדק בריא תוצאת הבדיקה תהא חיובית. יחס הנראוּת הוא נתון המתקבל מהבדיקה הרפואית בהתאם לאומדן השגיאה שלה. בדוגמה דנן, מידת הדיוק של הבדיקה היא 99.9%, שמשמעותה הסתברות של 0.1% לקבלת תוצאה חיובית בבדיקה בהינתן כי האדם בריא. לפיכך אנו יכולים להציב 0.001 במכנה של יחס הנראוּת. כמו־כן, בהנחה שההסתברות לשגיאה שלילית היא אפס (דהיינו, מניחים כי לגבי נבדק חולה תוצאה

53 PHIL. TRANSACTIONS ROYAL SOC. 370 (1763). כן ראו בעניין זה רון שפירא "המודל ההסתברותי של דיני הראיות – חלק א: ביקורות מסורתיות" עיוני משפט יט 205 (1994); רון שפירא "המודל ההסתברותי של דיני הראיות – חלק ב: הלוגיקה ההכרתית" עיוני משפט כ 141 (1996); רון שפירא "שימוש בטכניקות הסתברותיות לזיהוי אנשים על סמך ראיות נסיבתיות" פלילים ב 113 (1991).

10 ראו: A.P. Dawid, *Bayes's Theorem and Weighing Evidence by Juries*, 113 PROC. BRIT. ACAD. 71, 72–75 (2002). ראו גם אייטקין וטרוני, לעיל ה"ש 2, בעמ' 95.

11 נזכיר כי משמעות הסימון P(A|B) היא ההסתברות של מאורע A בהינתן מאורע B.

הבדיקה תצא חיובית תמיד), ההסתברות לקבלת תוצאה חיובית בבדיקה (המונה בנוסחה לעיל) בהינתן כי הנבדק חולה היא 1. מכאן שיחס הנראוּת (שנסמן אותו בקיצור *lr*) הוא:

$$(2)\ lr = \frac{1}{0.001} = 1000$$

נוסף על כך עלינו לחשב את יחס ההסתברויות האפריוריות (prior odds). ערך זה מבטא את היחס בין ההסתברות שהנבדק נשא לבין ההסתברות שהוא אינו נשא, ללא התניה מוקדמת:

$$(3)\ \text{prior odds} = \frac{P(H)}{P(H1)}$$

בדוגמה הנחנו כי ההסתברות שהאדם נשא, ללא קשר לתוצאות הבדיקה, שווה לשער הבסיסי, דהיינו, לשכיחות הכללית של המחלה בקבוצת־סיכון מסוימת. הסתברות זו לגבי נבדק מקבוצת־סיכון נמוכה הועמדה על 1/10,000, כלומר, 0.0001. זה הנתון שנציב במונה של יחס ההסתברויות האפריוריות. המכנה של יחס ההסתברויות האפריוריות הוא ההסתברות – שוב ללא קשר לתוצאות הבדיקה – שהאדם אינו נשא. המכנה אמור להשלים את הערך המופיע במונה ל־1.[12] לכן יחס ההסתברויות האפריוריות (המסומל בקיצור *po*) הוא:

$$(4)\ po = \frac{0.0001}{1 - 0.0001} \approx 0.0001$$

המכפלה של יחסי הנראוּת בהסתברות האפריורית מאפשרת לחשב את יחס ההסתברויות האפוסטריוריות. יחס ההסתברויות האפוסטריוריות מבטא את היחס בין ההסתברות שהנבדק חולה לבין ההסתברות שהוא בריא – שתיהן בהינתן תוצאת בדיקה חיובית:

$$(5)\ \text{posterior odds} \cong \frac{P(H \mid D)}{P(H1 \mid D)}$$

זהו למעשה הערך המבוקש. לפי הדוגמה שהצגנו נקבל כי:

$$(6)\ \text{posterior odds} = \text{likelihood ratio x prior odds} \approx 1000 \text{ x } 0.0001 = 0.1$$

לפיכך יחס ההסתברויות האפוסטריוריות שווה ל־1/10. על־פי ההגדרה של יחס ההסתברויות האפוסטריוריות, ההסתברויות במונה ובמכנה הינן הסתברויות של מאורעות משלימים. על־כן ניתן לתרגם את התוצאה ל־(10/11)/(1/11).[13] מכאן, שמתוך אחד־עשר

12 ההסתברות שהנבדק נשא וההסתברות שהוא אינו נשא – שתיהן במנותק מתוצאות הבדיקה – משלימות זו את זו, ולפיכך סכומן שווה ל־1.

13 אלגברה פשוטה מראה כי המעבר בין יחס הסתברויות אפוסטריוריות להסתברויות אפוסטריוריות רגילות נתון בנוסחות הבאות:

מקרים שבהם בדיקתו של נבדק המשתייך לקבוצת־סיכון נמוכה יוצאת חיובית, רק באחד מן המקרים הנבדק אכן חולה. זו אכן גם התוצאה שאליה הגענו בתת־פרק הקודם ללא שימוש ישיר בנוסחת בייס.

ניתן לראות כי אלה שחשבו בהתחלה כי קיימת הסתברות של 99.9% שהאדם הנבדק הינו נשא של הנגיף הזניחו למעשה את יחס ההסתברויות האפריוריות המופיע במשוואה (4) לעיל. הנטייה להזניח מידע אפריורי ולהתייחס רק להסתברות השגיאה הינה תופעה שכיחה הנובעת מהטיה קוגניטיבית, שעלולה להוביל לשגיאות בתהליכי קבלת החלטות. להטיה זו התייחסו צמד הכלכלנים כהנמן וטברסקי כך:

"The failure to appreciate the relevance of prior probability in the presence of specific evidence is perhaps one of the most significant departures of intuition from the normative theory of prediction."[14]

הטיה זו כונתה לעיתים בספרות הפסיכולוגית base-rate fallacy או base-rate neglect.[15] אף שמדע האבחון הרפואי מודע לכשל המתואר ולהטיות שהוא מוביל אליהן, העוסקים בו בפועל שוגים עדיין בנקודה זו.[16] כשלים דומים של הזנחת מידע אפריורי נמצאו גם בשיטת

$$P(H1 \mid D) = \frac{1}{1 + \text{posterior odds}} = \frac{1}{1 + 0.1} = 10/11$$

$$P(H \mid D) = \frac{\text{posterior odds}}{1 + \text{posterior odds}} = \frac{0.1}{1 + 0.1} = 1/11$$

ראו גם Dawid, לעיל ה"ש 10, בעמ' 74.

14 Daniel Kahneman & Amos Tversky, *On the Psychology of Prediction*, 80 PSYCHOL. REV. 237, 243 (1973).

15 Tversky & Kahneman, לעיל ה"ש 5, בעמ' 154; Maya Bar-Hillel, *The Base-Rate Fallacy in Probability Judgments*, 44 ACTA PSYCHOLOGICA 211, 215 (1980); Maya Bar-Hillel, *Subjective Probability Judgments*, in INTERNATIONAL ENCYCLOPEDIA OF THE SOCIAL & BEHAVIORAL SCIENCES 15247, 15248 (Neil J. Smelser & Paul B. Baltes eds., 2001).

16 חצי מהיועצים במחקר שנערך בגרמניה סברו בטעות כי תוצאה חיובית בבדיקת HIV משמעותה ודאות של 100% שנבדק מקבוצת־סיכון נמוכה הינו נשא. רוב היועצים סברו בטעות כי בדיקת HIV חוזרת שוללת כל אפשרות של שגיאה חיובית. Gerd Gigerenzer, Ulrich Hoffrage & Axel Ebert, *AIDS Counselling for Low-Risk Clients*, 10 AIDS CARE 197, 207 (1998).

ההסקה הסטטיסטית NHST, אשר היוותה אבן־יסוד במדעי החברה במשך יותר מחמישים שנה.[17] כשלים אלה רלוונטיים, מטבע הדברים, גם לתחום המשפט.[18]

3. המעבר מהאבחון הרפואי לעולם המשפט

לאבחון המדעי ברפואה ולהערכה של ראיה מדעית במשפט בהתאם לגישה הבייסיאנית יש מן המשותף, אולם קיימים ביניהם גם הבדלים אחדים. משפט בייס המופיע במשוואה (1) לעיל נשאר תקף גם בהקשר המשפטי, אולם זאת בכפוף לשינויים מסוימים בהגדרות. במשפט, האירוע הנתון הוא קיומה של ראיה מפלילה, ולעניין מאמר זה – תוצאה חיובית בבדיקה מדעית. השערת החולי מוחלפת בהשערת התביעה, דהיינו, ההשערה בדבר אשמת הנאשם. השערת הבריאות מוחלפת בהשערת ההגנה, דהיינו, ההשערה בדבר חפות הנאשם.

ההסתברות האפריורית באבחון הרפואי נלמדת, כזכור, מן השער הבסיסי. במשפט, לעומת זאת, ההסתברות האפריורית מבטאת את מידת השכנוע באשמת הנאשם על בסיס מכלול הראיות בתיק, להוציא הראיה המדעית.[19] מובן כי ההסתברות האפריורית נסמכת במידה רבה על השיפוט הסובייקטיבי של הראיות המובאות לפני בית־המשפט. ככל שהראיות הנוספות בתיק יהיו מפלילות יותר וישכנעו יותר את השופט כן תעלה ההסתברות האפריורית, ולהפך – ראיות חלשות או ראיות לטובת הנאשם, כגון אליבי מוצק, יקטינו את ההסתברות האפריורית.

יחס הנראוּת בהקשר המשפטי, בדומה לדוגמת האבחון הרפואי, מבטא את הסתברות השגיאה החיובית. בתהליך הפקתן של ראיות מדעיות עלולות ליפול שגיאות מגוונות, הנגזרות, בין היתר, מסוג הראיה. שגיאה חיובית בהקשר הראייתי יכולה להתרחש כתוצאה מגורמים שונים, כגון דיוק הבדיקה, שגיאות מעבדה, פרשנותם של הממצאים המדעיים וכיוצא בהם. אין בכוונתנו להציג את כל סוגי השגיאות החיוביות ביחס לכל ראיה וראיה, ואף לא לסווג באופן כללי את כל השגיאות החיוביות האפשריות בהקשר זה, אלא אך להדגיש את חשיבותם של נתונים סטטיסטיים על־אודות שגיאות חיוביות לצורך הערכת האשמה.

יש שגיאות שהינן אינהרנטיות לבדיקה, כגון התאמה מקרית בבדיקת ה־DNA, שמשמעה טעות בזיהוי כתוצאה מהתאמת דגימות של אנשים שונים בעלי נתונים גנטיים משותפים.[20] מכיוון שכך, לצורך הערכה של מהימנות הראיה, קובעים סטטיסטיקאים,

---

17 NHST (Null Hypothesis Significance Testing) הינה שיטה להסקה סטטיסטית המתבססת על מובהקות סטטיסטית. בשיטה נמצאו כשלים רבים, שאחד המרכזיים ביניהם הוא אי־ההבחנה בין הסתברויות מותנות. ראו מאמרו החריף של: Jacob Cohen, *The Earth is Round (p <.05)*, 49 Am. Psychologist 997, 998–1000 (1994).

18 להתייחסות משפטית לסוגיית ה־base rate ראו סאקס וריסינגר, לעיל ה"ש 2, בעמ' 1061–1063.

19 State v. Spann, 617 A.2d 247, 254 (N.J. 1993).

20 בדיקות DNA מבוססות על דגימה חלקית של אתרים במולקולת ה־DNA. בהסתמך על אופי

על־סמך נתונים גנטיים סטטיסטיים, את שכיחותם של פרופילים גנטיים באוכלוסייה. על נתונים אלה מסתמכים בתי־המשפט בבואם להעריך את אמינות הראיה. לעומת זאת, לגבי ראיית טביעת־האצבע אין סטטיסטיקות בדבר התאמה מקרית,[21] אף שבשנים האחרונות הועלו ספקות באשר לדיוק הבדיקה.[22]

שגיאות אחרות, אשר המשפט מודע אליהן פחות ואינו מייחס להן את החשיבות הראויה, הן שגיאות מעבדה המתרחשות כתוצאה מכשלים בנטילת הדגימות, בטיפול בהן ובהערכתן. הפרקטיקה הנוהגת ביחס לשגיאות מעבדה היא בחינה "ממקרה למקרה" (case-specific), שלפיה יש לבחון אם התרחשה שגיאה במקרה הספציפי העומד מול בית־המשפט. אם לא הוכח שנפל פגם בהליך הפקתה של הראיה, אזי חזקה שהיא מהימנה ושלא התרחשה שגיאה חיובית. בגישה זו ובבעיותיה נדון עוד בהמשך.[23]

מה שרלוונטי לענייננו הוא שעצם קיומן של שגיאות חיוביות, בין שהן שגיאות מתודולוגיות ובין שהן שגיאות מעבדה, מצריך התייחסות רצינית להסתברות האפריורית. אף־על־פי־כן, רבים נוטים להתעלם ממנה או להעריכה בצורה חסרה. כתוצאה מכך נוצרים כשלים בהערכת הסתברות האשמה האפוסטריורית. הכשלים הפרדיגמטיים בעולם המשפט מוכרים כ"שגיאת התובע" ו"שגיאת הסנגור",[24] ובהקשרים מסוימים הם אף הוכרו על־ידי הפסיקה.[25] **אלא שלגבי חלק מהראיות, כגון ראיית טביעת־האצבע, ולגבי חלק ממקורות**

בדיקה זה נבנים פרופילים גנטיים. אלא שפרופילים אלה עשויים להיות משותפים לכמה אנשים באוכלוסייה, מכיוון שמדובר בבדיקה מדגמית ותיתכן התאמה באתרים הנדגמים.

21 Sandy L. Zabell, *Fingerprint Evidence*, 13 J.L. & Pol'y 143, 155–156 (2005).

22 Sharath Pankanti, Salil Prabhakar & Anil K. Jain, *On the Individuality of Fingerprints*, 24 Ieee Transactions on Pattern Analysis and Machine Intelligence 1010, 1021, table 3 (2002) (להלן: פנקנטי, פרבהקר וג'יין). ראו גם: Robert Epstein, *Fingerprints Meet Daubert: The Myth of Fingerprint "Science" is Revealed*, 75 S. Cal. L. Rev. 605, 610–611 (2002).

23 להלן סעיף ב6(א).

24 William C. Thompson & Edward L. Schumann, *Interpretation of Statistical Evidence in Criminal Trials: The Prosecutor's Fallacy and the Defense Attorney's Fallacy*, 11 Law & Hum. Behav. 167 (1987); ראו גם ענין *Spann*, לעיל ה"ש 19, בעמ' 258. במונחים בייסיאניים, "שגיאת התובע" נובעת מההנחה כי יחס ההסתברויות האפריוריות הוא תמיד 50:50, ללא תלות בעובדות המקרה. "שגיאת הסנגור" נובעת מההנחה כי יחס ההסתברויות האפריוריות הוא תמיד נמוך מאוד, ללא תלות בעובדות המקרה.

25 ראו בהקשר של בדיקת אבהות את דברי בית־המשפט בענין *Spann*, לעיל ה"ש 19, בעמ' 252: "Quite simply, the Appellate Division ruled that the State cannot prove intercourse through a formula that assumes intercourse, or put differently, the trier of fact cannot convict a defendant of a crime through a formula that assumes the defendant committed the crime".

השגיאה, כגון שגיאת המעבדה בבדיקה ה־DNA, בתי־המשפט ממשיכים לייחס חשיבות מכרעת לראיה המדעית, גם כאשר אין לצידה ראיות אחרות.

4. הרשעה על בסיס ראיה מדעית יחידה

במשפט פלילי שבו מבקשים לבסס הרשעה על־סמך ראיה מדעית יחידה לזיהוי, על הראיה לעמוד ברמת דיוק כזו שתאפשר להבדיל את העבריין מיתר האוכלוסייה הרלוונטית מעבר לכל ספק סביר. לשם כך נדרש שהראיה תניב תוצאה חיובית לגבי החשוד ותוצאה שלילית לגבי כל אדם אחר.[26] במושגים מתמטיים, הדרישה היא כי הסתברות השגיאה של הראיה תהיה נמוכה בהרבה מאחד חלקי גודל האוכלוסייה.[27] אם דיוק הראיה יהיה נמוך מכך, אנשים רבים יימצאו "חיוביים" כתוצאה משגיאה חיובית.

את מידת הדיוק הנדרשת כדי שראיה מדעית כלשהי תוכל לשמש להרשעה ניתן להמחיש באמצעות נוסחת בייס. לצורך הדוגמה נגדיר יחס הסתברויות אפוסטריוריות של 100 כערך מינימלי המצדיק הרשעה. משמעותו של ערך זה היא כי מתוך 101 הרשעות במקרים הדומים למקרה העומד לפנינו תהיה בממוצע הרשעת־שווא אחת. אם נציב ערך זה בנוסחת בייס, נוכל לראות כיצד יחס הנראוּת הנדרש, אשר מבטא את דיוק הבדיקה (דהיינו, את ההסתברות לשגיאה חיובית), משתנה כתלות בהסתברות האפריורית, כמודגם בטבלה הבאה.

יחס הסתברויות אפריוריות	יחס הנראוּת	יחס הסתברויות אפוסטריוריות
1 (50:50)	100	100/1
1/100	10,000	100/1
1/1,000	100,000	100/1
1/10,000	1,000,000	100/1
1/100,000	10,000,000	100/1
1/1,000,000	100,000,000	100/1
1/100,000	10,000	1/10

26 הכוונה לכל אדם באוכלוסייה הרלוונטית למקרה הנידון. ייתכן שמדובר בכלל האוכלוסייה בעיר, באזור או במדינה. לגבי ראיה אובייקטיבית יחידה לחלוטין, נדרוש כי היא תוכל להבדיל את העבריין מכל תושבי כדור־הארץ.

27 אם האומדן יהיה שווה בדיוק לאחד חלקי גודל האוכלוסייה, עוד אדם יצא חיובי נוסף על העבריין, ואם כך, יש הסתברות של 50% בלבד כי הנאשם הינו העבריין. מידת שכנוע זאת, של 50%, מתאימה בקירוב לרף ההוכחה הנדרש במשפט אזרחי, אולם במשפט פלילי אנו זקוקים למידת שכנוע שתהיה מעבר לספק סביר. לכן נדרוש כי אומדן השגיאה יהיה נמוך באופן משמעותי מאחד חלקי גודל האוכלוסייה.

בעמודה הראשונה הצבנו ערכים שונים של יחס ההסתברויות האפריוריות. ניזכר כי ככל שיש ראיות רבות יותר נגד החשוד כן יחס ההסתברויות האפריוריות גדֵל, וככל שיש ראיות מעטות יותר נגד החשוד כן יחס ההסתברויות האפריוריות קטֵן. העמודה השנייה מציגה את יחס הנראוּת של הראיה המדעית. ככל שהראיה מדויקת יותר כן יחס הנראוּת גבוה יותר. למשל, יחס הנראוּת יהיה 100 אם בדיקה טועה במקרה אחד מכל מאה מקרים; יחס הנראוּת יהיה 100,000 אם בדיקה טועה במקרה אחד מכל מאה אלף מקרים. העמודה השלישית היא ההסתברות האפוסטריורית. על־פי נוסחת בייס, הסתברות זו מתקבלת כתוצאה מהכפלה של יחס ההסתברויות האפריוריות ביחס הנראוּת.

כפי שניתן לראות מהטבלה, כאשר יחס ההסתברויות האפריוריות נמוך מאחד לעשרת אלפים, נדרש יחס נראוּת של מיליון ומעלה (קרי, פחות משגיאה אחת לכל מיליון מקרים) על־מנת להגיע ליחס הסתברויות אפוסטריוריות של מאה. השורה התחתונה בטבלה ממחישה מה קורה כאשר משתמשים בראיה בעלת יחס נראוּת של עשרת אלפים (שגיאה אחת לכל עשרת אלפים מקרים) במקרה שבו ההסתברות האפריורית היא אחד למאה אלף. במקרה זה יחס ההסתברויות האפוסטריוריות יהיה 0.1. כלומר, ב־91% מהמקרים המתאפיינים בהסתברות אפריורית של אחד למאה אלף, ושבהם יורשע נאשם רק על־סמך ראיה מדעית בעלת דיוק של שגיאה אחת לעשרת אלפים, תהיה הרשעתו הרשעה כוזבת. במקרים שבהם הראיה המדעית משמשת ראיה יחידה להרשעה, יחס ההסתברויות האפריוריות עשוי להיות נמוך ביותר, עד כדי אחד למיליונים.[28] במקרים אלה דיוק הבדיקה יצטרך להיות גבוה עד כדי פחות משגיאה אחת למאות מיליוני בדיקות.

המצב היחיד שבו ניתן להתעלם מן ההסתברות האפריורית הנלמדת מן הראיות הספציפיות בתיק הוא כאשר הבדיקה מדויקת לחלוטין. במצב זה, הסתברות אפריורית קטנה ככל שתהיה לעולם לא תוכל להתחרות ביחסי נראוּת אינסופיים.[29] אלא שבפועל בדיקות מדעיות לעולם אינן מדויקות במאה אחוזים. אף שהסתברות ההתאמה המקרית בבדיקת DNA עשויה להיות נמוכה ביותר (עד כדי אחד למיליארדים ואף אחד לטריליונים), ההסתברות לשגיאת מעבדה אינה כה נמוכה. עובדי מעבדה וטכנאי מעבדה בני־אנוש הם, וסביר כי על־פני מספר רב של בדיקות ייעשו אי־אלה טעויות. אין אומנם ברשותנו נתונים סטטיסטיים על־אודות הסתברות התרחשותן של שגיאות מעבדה, אולם איננו מכירים ולוּ ראיה מדעית אחת שלגביה הוצגה סטטיסטיקה של שגיאות אשר מתייחסת לכל סוגי השגיאות האפשריים ומצביעה על הדיוק הנדרש לצורך ביסוס הרשעה. לפיכך ספק בעינינו אם ניתן להגיע אף לדיוק של "שגיאה אחת למיליונים".

מכאן שהראיות המדעיות אינן עומדות בסטנדרט הדיוק הגבוה הנדרש על־מנת לבסס

---

28 ראו: R. v. Denis Adams [1996] 2 Cr. App. R. 467; R. v. Denis Adams (No. 2), [1998] 1 Cr. App. R. 377. כמו־כן ראו התייחסות לפרשת *Adams* אצל Dawid, לעיל ה"ש 10, בעמ' 83–86.

29 כזכור, על־פי משפט בייס, כאשר אמינות הבדיקה הגלומה ב־lr שואפת לאינסוף, אזי גם כאשר יחס ההסתברויות האפריוריות נמוך ביותר – למשל, 1/1,000,000 – יחס ההסתברויות האפוסטריוריות ישאף לאינסוף ויאפשר הרשעה.

עליהן הרשעה, כפי שמודגם בטבלה. לכן אנו סבורים כי אי־אפשר להרשיע על בסיס ראיה מדעית יחידה, בפרט במקרים שבהם ההסתברות האפריורית נמוכה מאוד. יתר על כן, כדי לדעת מהי ההסתברות האפריורית – דהיינו, התוספת הראייתית – הנדרשת על־מנת לאזן את ההסתברות לשגיאה ולאפשר הרשעה מעבר לספק סביר, יש צורך בנתונים סטטיסטיים כלליים לגבי שגיאות בבדיקות. אנו סבורים כי החובה לספק מידע אמין על אפשרות השגיאה בבדיקה, כמו־גם נתונים סטטיסטיים על אומדני שגיאה בתנאים שונים, מוטלת על כתפי המאשימה. הנימוק לכך הוא שרמת הדיוק הנדרשת, שעשויה להיות גבוהה ביותר, היא חלק בלתי־נפרד מהוכחת טענת התביעה מעבר לספק סביר. הצדקה זו גם התקבלה בהלכת *Daubert*,[30] אשר אימצה את הדרישה להבאת אומדן השגיאה של הראיה המדעית כתנאי לקבילותה.

5. המקרה של זיהוי על בסיס סריקה שיטתית

הבעיות שהצבענו עליהן לעיל רלוונטיות במיוחד במקרים שבהם חשודים מאותרים באמצעות סריקה שיטתית של מאגרי נתונים. במקרים אלה לא רק קיים סיכוי גדול יותר שהראיה המדעית תהיה הראיה היחידה הקושרת את החשוד לעבֵרה, אלא גם קיימת בהם סבירות גבוהה יותר לטעות בזיהוי. על־מנת להבין מדוע בסריקה שיטתית הסיכוי לטעות גדֵל, יש להבחין ראשית בין שני סוגי זיהוי של תבניות ממוחשבות (pattern recognition).[31] סוג זיהוי *אחד* הוא אימות (verification), הבוחן אם מקורן של שתי דגימות ביומטריות זהה.[32] אימות משמש להשוואה בין דגימה ביומטרית שנלקחה מזירת הפשע לבין דגימה של פלוני החשוד בביצוע הפשע. ההשוואה נועדה להזֵם או לאשש את החשד האפריורי. מכיוון שזיהוי זה מבוסס על השוואה בין שתי דגימות בלבד, הוא מכונה "אחד מול אחד". הסוג *האחד*, המכונה identification, מתייחס להשוואה של "אחד מול רבים". כאן הכוונה היא להשוואה בין דגימה ביומטרית שנלקחה מזירת הפשע לבין דגימות המצויות במאגר ממוחשב. סוג זה של זיהוי חשוף יותר לאפשרות התרחשותה של שגיאה בהערכת הראיה.

זיהוי באמצעות סריקה שיטתית של מאגר דגימות דומה למעשה לביצוע מספר רב של בדיקות אימות, ולכן גדֵלה בהתאמה ההסתברות להתרחשות שגיאה, שקיימת ממילא בבדיקות אימות.[33] נוסף על השגיאה שעלולה להתרחש מעצם ההשוואות החוזרות, הסיכוי

---

30 Daubert v. Merrell Dow Pharm., Inc., 509 U.S. 579 (1993). ראו גם יונתן דייויס "קבילות ומשקל ראיות מדעיות במשפט – האם יש לייבא את הלכת דאוברט?" **רפואה ומשפט 29, 50, 57 (2003)**.

31 James L. Wayman, *Error Rate Equations for the General Biometric System*, 6 IEEE ROBOTICS & AUTOMATION MAG. 35, 35 (1999).

32 הדגימות יכולות להיות של טביעות־אצבע, תמונת פנים, קול, תמונה של רשתית העין ועוד.

33 John G. Daugman, *The Importance of Being Random: Statistical Principles of Iris Recognition*, 36 PATTERN RECOGNITION 279, 287–288 (2003).

לשגיאה גדֵל גם בשל סבירות קיומן של דגימות הדומות לדגימה הנבדקת במאגר. מטבע הדברים, ככל שהמאגר גדול יותר כן הסיכוי שהוא יכיל גם דגימות הדומות לדגימת העבריין גדֵל. מערכות ממוחשבות לזיהוי טביעות־אצבע AFIS (Automated Fingerprint Identification Systems) אינן עורכות זיהוי, אלא רק מפיקות רשימה של דגימות חשודות, שאותה בוחן מומחה.[34] מכיוון שהמומחה מתייחס לדגימות דומות מלכתחילה, ההסתברות להתרחשותה של שגיאה בשלב זה גדֵלה.

סריקה שיטתית בהקשר של ראיית ה־DNA מכונה Cold Hit, והיא זכתה בהתייחסות רחבה בספרות המקצועית.[35] בדוח הראשון של ה־National Research Council האמריקאי, שעסק בבדיקות DNA, הוצגה העמדה המחמירה ביותר שלפיה אין להשתמש כלל בתוצאות הסריקה כראיה, אלא יש להסתמך על מידע גנטי נוסף שלא שימש לצורך הסריקה.[36] בדוח השני של המועצה נטען כי משקל הראיה המופקת מסריקה שיטתית פוחת ככל שהמאגר גדול יותר, ולכן יש להביא בחשבון גם את גודל המאגר בבואנו להעריך את משקל הראיה.[37] לפי גישה אחרת, משקל הראיה אינו משתנה, ואף עולה במקצת, מאחר שהסריקה במאגר הפרופילים הגנטיים שללה אפשרות כי אלה במאגר שלא נמצאה לגביהם התאמה הם בעלי הדגימה.[38]

---

34 ראו Epstein, לעיל ה"ש 22, בעמ' 625, ה"ש 119.

35 Mike Redmayne, *Bayesianism and Apriorism*, 1 Int'l Comment. on Evidence 1, 5–6 (1998). על נקודות לא־אינטואיטיביות בהקשר של בעיית הסריקה במאגרי פרופילים גנטיים ראו: D. Michael Risinger & Jeffrey L. Loop, *Three Card Monte, Monte Hall, Modus Operandi and "Offender Profiling": Some Lessons of Modern Cognitive Science for the Law of Evidence*, 24 Cardozo L. Rev. 193, 203–204 (2002).

36 על־פי גישה זאת, חישוב ההסתברות של ההתאמה המקרית ייעשה רק לגבי הפרופיל הגנטי הנוסף, ולנתוני הפרופיל הגנטי המקורי לא תהיה משמעות. ראו: Comm. on DNA Technology in Forensic Sci., Nat'l Research Council, DNA Technology in Forensic Science 124, 129 (1992) (להלן: NRC-I).

37 Comm. on DNA Forensic Sci.: An Update, Comm'n on DNA Forensic Sci.: An Update, National Research Council, The Evaluation of Forensic DNA Evidence 161 (Nat'l Acad. Press, 1996) (להלן: NRC-II). ראו גם: Anders Stockmarr, *Likelihood Ratios for Evaluating DNA Evidence When the Suspect is Found Through a Database Search*, 55 Biometrics 671 (1999).

38 David J. Balding & Peter Donnelly, *Evaluating DNA Profile Evidence When the Suspect is Identified Through a Database Search*, 41 J. Forensic Sci. 603 (1996). ראו גם: David J. Balding, *Errors and Misunderstandings in the Second NRC Report*, 37 Jurimetrics J. 469, 470–473 (1997); Peter Donnelly & Richard D. Freidman, *DNA Database Searches and the Legal Consumption of Scientific Evidence*, 97 Mich. L. Rev. 931 (1999); A.P. Dawid, *Comment on Stockmarr's "Likelihood Ratios for Evaluating DNA Evidence, When the Suspect is Found Through a Database Search"*, 57 Biometrics 976 (2001).

על־פי עמדה זאת, הסכנה העיקרית במקרים של סריקה שיטתית טמונה בהסתברות האפריורית הנמוכה מאוד שעשויה לאפיין מקרים של Cold Hit.

הסוגיה נידונה לאחרונה בפסיקה האמריקאית בעניין *Raymond Jenkins*.[39] בערכאה הנמוכה נפסק כי ראיית ה־DNA שהתקבלה על־ידי Cold Hit אינה קבילה, וזאת בשל חילוקי־דעות בקהילה המדעית בנוגע להערכה של הממצאים הגנטיים המתקבלים בדרך זו. ערכאת הערעור הפכה את ההחלטה וקבעה כי מדובר בראיה קבילה. זאת, מבלי להתייחס לאופן שבו ראוי להעריך את משקל הראיה במקרים של Cold Hit.

אולם בעוד הגישות הללו עוסקות בשאלת משקל הראיה בהינתן אפשרות של התאמה מקרית, הן אינן מתייחסות לאפשרות קיומן של שגיאות חיוביות אחרות ולהשפעתן על הערכת ראיה שהושגה בסריקה שיטתית. התעלמות משגיאות אלה עלולה להוביל לטעויות חמורות בהערכת הראיה – ראשית, משום שההסתברות להתרחשותה של שגיאה חיובית גבוהה על־פי־רוב בסדרי־גודל מהסתברותה של ההתאמה המקרית; ושנית, מכיוון שתהליך הסריקה עצמו מעלה עוד יותר את ההסתברות להתרחשותה של שגיאה חיובית.

לאחרונה נחקקו בישראל הוראות הקובעות את סדרי הדין ביחס לנטילה של נתוני זיהוי וכן הוראות המסדירות את הניהול ואת השימוש במאגרים של נתוני זיהוי.[40] חקיקה זו מאפשרת למעשה הקמת מאגרים של פרופילים גנטיים, שבאמצעותם יהיה אפשר לאתר חשודים באופן שיטתי. סריקה שיטתית עשויה להיות מועילה ביותר כאשר החקירה בעקבותיה מובילה לראיות נוספות. עם זאת, בהעדר ראיות נוספות לחובת החשוד, ראיית ה־DNA משמשת ראיה יחידה, וכבר עמדנו על הסכנות הכרוכות בכך.

6. ביקורות אפשריות על התיאוריה

(א) טענת ה־case-specific

עולם המשפט, כאמור, מודע לסכנות המועלות במאמר זה בהקשרים מסוימים, כגון הסתברות ההתאמה מקרית בבדיקת ה־DNA, אולם אינו מייחס להן את החשיבות הראויה בהקשרים אחרים, ובראשם שגיאות המעבדה. דוח NRC-I ייחס חשיבות לסטטיסטיקה של שגיאות מעבדה.[41] הדוח גרס כי מידע כזה אמור להיחשף לפני המושבעים. ברם, דוח NRC-II נסוג מעמדות אלה, ונקט גישה המכונה case-specific, שלפיה:[42]

"The question to be decided is not the general error rate for a laboratory or laboratories over time but rather whether the laboratory doing DNA testing in this particular case made a critical error."

---

39 United States v. Jenkins, 887 A.2d 1013 (Ct. App. D.C. 2005).

40 פרקים ג ו־ד לחוק סדר הדין הפלילי (סמכויות אכיפה – חיפוש בגוף ונטילת אמצעי זיהוי), התשנ"ו־1996, ס"ח 1573.

41 ראו NRC-I, לעיל ה"ש 36, בעמ' 88–89.

42 ראו NRC-II, לעיל ה"ש 37, בעמ' 85.

בהתאם להמלצה בדוח NRC-II, סטטיסטיקות בדבר שגיאות מעבדה אינן רלוונטיות למקרה המסוים העומד לפני בית־המשפט, ודי בבדיקת דרך הפקתה של הראיה ומילוי פרוצדורת הבדיקה להסיק שלא התרחשה שגיאה. זו הגישה הנוהגת בארצות־הברית, והיא קיבלה ביטוי גם בפסיקה הישראלית בדנ"פ **אבו חמאד**,[43] שם חזר המשנה לנשיא מצא על דברים שכתב קודם בהקשר של בדיקת רקמות, הפעם בהקשר של בדיקות DNA:

> "אכן, אם קוימה הבדיקה כהלכה, חזקה שתוצאותיה תהווינה – וראויות הן להוות – אמת מדעית מוכחת, שכמעט ואין דרך לחלוק עליה. אך הליכי הבדיקה אינם מחוסנים מפני טעויות. פועל יוצא מכך הוא, שהקפדה על תקינות הליכי הביצוע של הבדיקה, כתנאי לקבילות תוצאותיה, הינה ערובה הכרחית וחיונית בהליך משפטי, שדינו אמור להיות מוכרע אך ורק (או בעיקר) על יסוד תוצאותיה של הבדיקה (ע"א 2558/91 **פלונית נ' פלוני**, פ"ד מז(2) 8, 13–14)."[44]

ביחס לראיות טביעת־אצבע, המומחים נוהגים להבחין בין שגיאה במתודולוגיה של הראיה, שאינה אפשרית לדעתם, לבין שגיאות־אנוש או שגיאה של מומחה *מסוים* במקרה *מסוים*, אשר עלולות להתרחש.[45] הטענה כי יש לבחון את ההסתברות האפריורית אל מול סטטיסטיקה של שגיאה חיובית בראיית טביעת־האצבע לא הועלתה ולא נידונה כלל במשפט.

אף שנסכים כי יש חשיבות גם לנסיבות המקרה הספציפי,[46] נבקש להדגיש כי אין לראות בהן חזות הכל. למשל, ייתכן כי במקרה מסוים נלקחו טביעות־אצבע באיכות ירודה, ועל־כן גדלה ההסתברות לשגיאה. אלא שנתונים מסוג זה אמורים להיכלל באומדני השגיאה של הבדיקה, שהינם תוצרים של מתודולוגיה להערכת הסיכון במקרים מסוגים שונים.

יתר על כן, אומדני השגיאה אמורים להתייחס גם לשגיאות חיוביות שאין כל שליטה בהן ואשר עשויות לא להתגלות בבית־המשפט אף אם ייבדקו הליכי הבדיקה לאשורם. למשל, מרכיבים סובייקטיביים בבחינת הראיות עשויים להוביל מומחים שונים למסקנות סותרות, מבלי שיהיה אפשר להצביע על גורם ספציפי לטעות.[47] כלומר, גם אחרי שמסתבר

---

43 **דנ"פ 9903/03 אבו־חמאד נ' מדינת ישראל**, פדאור 04(17) 665 (2004) (להלן: **דנ"פ אבו־חמאד**).

44 **שם**, בפס' 7 לפסק־דינו של המשנה לנשיא.

45 Simon A. Cole, *More Than Zero: Accounting for Error in Latent Print Identification*, 95 J. Crim. L. & Criminology 985, 1034–1037, 1048–1049 (2005) (להלן: קול); Michael J. Saks & Jonathan J. Koehler, *The Coming Paradigm Shift in Forensic Identification Science*, 309 Science 892, 894 (2005) (להלן: סאקס וקוהלר).

46 David J. Balding & Peter Donnelly, *Inferring Identity from DNA Profile Evidence*, 92 Proc. Nat'l Acad. Sci. 11,741, 11,744–11,745 (1995). ראו גם: Peter Donnelly & Richard D. Friedman, *DNA Database Searches and the Legal Consumption of Scientific Evidence*, Mich. L. Rev. 931, 948, fn. 57 (1999).

47 ראו סאקס וקוהלר, לעיל ה"ש 45, בעמ' 894.

כי התרחשה שגיאה חיובית, לעיתים אי־אפשר לאתר את מקורה המדויק ולהסבירה. טיבן של שגיאות הוא שהן מתרחשות אף שאין הן אמורות להתרחש. אומדני השגיאה יכולים וצריכים להביא בחשבון את כל אותן שגיאות שקשה לאתרן בהליך בירור פשוט.

נוסף על כך, וכפי שהצביעו מלומדים אחדים[48] המבקרים את גישת ה־case-specific בהקשר של בדיקות DNA, אין בגישה זו כל התייחסות להסתברות האשמה האפריורית. הוויתור על סטטיסטיקה של שגיאת מעבדה טומן בחובו הצעה לבחון אם התרחשה שגיאת מעבדה מבלי לעמוד על השפעתן של הראיות האחרות בתיק. אלא שככל שיש ראיות מעטות יותר נגד נאשם כן החשש שהתרחשה שגיאה גדֵל; על אחת כמה וכמה אם יש ראיות לטובת הנאשם. אי־לכך, תומפסון, טרוני ואייטקין טוענים כי ביסודה של גישת ה־case-specific ניצב כשל לוגי, שאותו הם מכנים "כשל השגיאה החיובית" (false positive fallacy).[49] באופן דומה טוען קוהלר כי ההתעלמות מנתונים סטטיסטיים ביחס לשגיאות בבדיקות DNA היא וריאציה של כשל השער הבסיסי.[50] במאמר אחר השמיעו סאקס וקוהלר ביקורת דומה ביחס לראיית טביעת־האצבע.[51]

לנוכח כל אלה אנו סבורים כי גישת ה־case-specific, העולה מדוח NRC-II ומפסיקותיהם של בתי־המשפט, לוקה בחלקיות, באשר היא מייחסת חשיבות רק לחלק מהנתונים הרלוונטיים לצורך הערכה מציאותית ומדויקת של הראיה המדעית.

(ב) ביקורת על השימוש בנוסחת בייס במשפט

ביקורת אפשרית נוספת על התֵזה המועלית במאמר זה היא כי היא נשענת על גישה בייסיאנית, אף שהשימוש בה בהקשר המשפטי עודנו נתון במחלוקת.[52]

אכן, בחרנו לעשות שימוש בנוסחת בייס מכיוון שאנו סבורים כי היא ממחישה היטב את הסכנות הכרוכות בהסתמכותם של בתי־המשפט על ראיות מדעיות במשפט הפלילי. עם זאת, איננו טוענים כי הגישה הבייסיאנית היא הגישה היחידה – או הנכונה ביותר – להערכת ראיות מדעיות ולקבלת החלטות שיפוטיות. יש גישות אחרות שבאמצעותן ניתן להעריך ראיות מדעיות ללא שימוש בנוסחת בייס.

---

48 William C. Thompson, Franco Taroni & Colin G. Aitken, *How the Probability of a False Positive Affects the Value of DNA Evidence*, 48 J. Forensic Sci. 47, 49–51 (2003) (להלן: תומפסון, טרוני ואייטקין).

49 שם, בעמ' 51–52.

50 Jonathan J. Koehler, *Why DNA Likelihood Ratios Should Account for Error (Even When a National Research Council Report Says They Should Not)*, 37 Jurimetrics J. 425, 431 (1997).

51 ראו סאקס וקוהלר, לעיל ה"ש 45, בעמ' 895.

52 ראו הפניה למאמריו של רון שפירא בנושא זה, לעיל ה"ש 9. ראו גם: Michael O. Finkelstein & William B. Fairley, *A Bayesian Approach to Identification Evidence*, 83 Harv. L. Rev. 489 (1970); Laurence H. Tribe, *Trial by Mathematics: Precision and Ritual in the Legal Process*, 84 Harv. L. Rev. 1329 (1971).

יש פסיקות שקיבלו את נוסחת בייס והסתמכו עליה לצורך ההכרעה. אחת מהן היא פסק־הדין האמריקאי בעניין *Spann*,[53] שבו אישר בית־המשפט את השימוש בנוסחת בייס לבדיקות אבהות במשפט פלילי.[54] לעומת זאת, יש פסיקות אשר דחו את השימוש בנוסחת בייס, כגון פסק־הדין הבריטי בעניין *Adams*,[55] שבו שלל בית־המשפט את השימוש בנוסחת בייס ביחס לראיית ה־DNA, והציע כתחליף להעריך את הראיות הלא־מדעיות בעזרת "השכל הישר".[56] בשתי הפרשות, בין שבאמצעות שימוש בנוסחת בייס ובין שבאמצעות שימוש ב"שכל הישר", בחן בית־המשפט את הראיה המדעית ואת הסתברות השגיאה בהפקתה לעומת הראיות הלא־מדעיות בתיק, וכך הצליח להימנע מהכשלים הלוגיים שעליהם עמדנו לעיל בדוגמת האבחון הרפואי. כלומר, ניתן להגיע להערכה נכונה של האשמה בשיטות שונות, בתנאי שאין מזניחים את הראיות הלא־מדעיות או את המשמעות של העדרן.[57]

---

53 עניין *Spann*, לעיל ה"ש 19, בעמ' 263–264.

54 בפרשה זו, שעסקה באינוס אשר הוביל להיריון, העיד מומחה כי ההסתברות שהנאשם הינו האב – ולפיכך האנס – עומדת על 96.55%. בית־המשפט קבע כי הסתמכותו של המומחה על הסתברות אפריורית של 50:50 אינה טבעית ואינה אובייקטיבית. נפסק כי ההסתברות האפריורית במקרה נתון צריכה להיקבע בהתאם לכלל הראיות בתיק, ובכלל זה ראיות שהערכתן הינה סובייקטיבית, ואשר למומחה, מטבע הדברים, אין סמכות או יכולת לאמוד. לפיכך נקבע כי על המומחה להציג לפני המושבעים טבלת הסתברויות לאבהות, על־פי הסתברויות אפריוריות שונות. הקביעה מהו שיעור ההסתברות האפריורית המתאים לעובדות המקרה תיקבע על־ידי המושבעים, וממנה תיגזר ההסתברות האפוסטריורית המתאימה לפי אותה טבלת הסתברויות שחוברה על־ידי המומחה. ראו גם את דבריו של השופט נ' הנדל בת"פ (באר־שבע) 73/95 **מדינת ישראל נ' כהן (1998)**, תק־מח 98(2) 157, אשר מסביר על השערת ה־50:50.

55 ראו פרשת *Adams*, לעיל ה"ש 28. באותה פרשה הורשע נאשם באונס על־סמך בדיקת DNA כראיה יחידה בתיק. זאת, חרף העובדה שהועלתה על־ידי הנאשם טענת אליבי והוא אף לא זוהה על־ידי הנאנסת במסדר־זיהוי שנערך. מומחה ההגנה העיד במשפט כי נוסחת בייס הינה הדרך הלוגית היחידה לצירוף ראיה סטטיסטית וראיות שאינן סטטיסטיות, וביקש להראות כי כאשר משקללים את מכלול הראיות בתיק, ההסתברות האפוסטריורית המתקבלת, על־פי נוסחת בייס, אינה מספיקה לשם הרשעה. התיק עבר כמה גלגולים, והסתיים כאמור בהרשעה.

56 Michael Lynch & Ruth McNally, "*Science,*" "*Common Sense,*" *and DNA Evidence: A Legal Controversy about the Public Understanding of Science*, 12 PUB. UNDERSTANDING SCI. 83 (2003).

57 גישת "השכל הישר" מבוססת על הצגת הסתברויות כ־"natural frequencies". למחקרים אמפיריים התומכים בגישה זו ראו: Ulrich Hoffrage, Samuel Lindsey, Ralph Hertwig & Gerd Gigerenzer, *Communicating Statistical Information*, 290 SCIENCE 2261 (2000); Gerd Gigerenzer & Ulrich Hoffrage, *How to Improve Bayesian Reasoning Without Instruction: Frequency Formats*, 102 PSYCHOL. REV. 684 (1995).

בישראל לא הוכרע מעמדה של נוסחת בייס לצורך הערכת האשמה. במקרים אחדים השתמש בית־המשפט במושגים בייסיאניים לנימוק החלטתו. כך, בעניין שנידון בבית־המשפט המחוזי דיווח מומחה לסטטיסטיקות של בדיקות DNA לבית־המשפט על יחסי הנראוּת, והציג טבלה המקשרת בין הסתברות אפריורית להסתברות אפוסטריורית.[58] השופט דרורי אימץ בהכרעת־דינו מושגים בייסיאניים וקיבל את עמדת המומחה, אולם לא נזקק לשאלת עצם השימוש בנוסחת בייס במשפט.[59] לעומת זאת, כפי שנראה להלן, שופטי בית־המשפט העליון נוקטים בדרך־כלל את גישת "השכל הישר". אלא שלא תמיד מפעילים השופטים את הגישה בצורה מודעת, מתוך הכרה במשקל הראוי שיש לייחס לראיות השונות.

בפרקים הבאים נתייחס לשתי הראיות המרכזיות לזיהוי – ראיית טביעת־האצבע וראיית ה־DNA – ונבקש ליישם לגביהן את התובנות האמורות בפרק זה ולבחון לאורן את יחסו של המשפט לראיות אלה.

ג. ראיית טביעת־האצבע

1. אמינות הבדיקה

במהלך המאה העשרים נהגו לייחס אמינות גבוהה לראיית טביעת־האצבע בעולם המדעי ובעולם המשפט, בהסתמך על ההנחה שטביעת־אצבע הינה ייחודית לכל אדם.[60] במשפט האמריקאי ניתן למצוא התייחסויות שונות לאמינות הגבוהה של הבדיקה, ובראשן הלכת *Mitchell*.[61] הלכה זו מבוססת על "מחקר חמישים האלף" של ה־FBI, אשר מעולם לא פורסם באופן רשמי והוצג לראשונה במהלך הדיונים בפרשה.[62] המחקר התיימר להוכיח

58 תפ"ח (מחוזי י־ם) 606/03 מדינת ישראל נ' פלוני, פס' 85–89 לפסק־דינו של השופט דרורי (לא פורסם, 8.1.2004).

59 שם, פס' 89: "מאחר וקבענו לעיל כי משהוגשו לנו ראיות מספיקות לפיהן הנאשם – ולא אחר – הוא זה אשר אנס את המתלוננת, ולפיכך יש להניח כי בשל מעשי אונס אלה נכנסה היא להריון, אנו, כבית המשפט, קובעים כי הסתברות האבהות האפריוריות של הנאשם ביחס לעובר פרי בטנה של המתלוננת היא 50% או 90%, ועל כן ההסתברות הפוסטריוריות באוכלוסייה הערבית היא בשיעור הגבוה שבת/1, דהיינו: 99.989% (כאשר ההסתברות האפריוריות היא 50%), או 99.999% (כאשר ההסתברות האפריוריות היא 90%). אין צורך להכריע בין שתי החלופות, כי בשתיהן אנו נמצאים בוודאות כמעט מוחלטת, כפי שיוסבר גם להלן, כאשר נתייחס לפסיקה העוסקת במשמעויות הראייתיות של בדיקות ה־D.N.A."

60 Simon A. Cole, Suspect Identities: A History of Fingerprinting and Criminal Identification 61, 190–191 (2001). כן ראו Epstein, לעיל ה"ש 22, בעמ' 613–616.

61 United States v. Mitchell, 365 F.3d 215, 224–226 (3d Cir. 2004).

62 Epstein, לעיל ה"ש 22, בעמ' 629–632; קול, לעיל ה"ש 45, בעמ' 1046–1048, ה"ש 334.

את ייחודיותה של טביעת־האצבע, על בסיס בדיקות התאמה ממוחשבות של חמישים אלף דגימות של טביעות־אצבע, אשר הושוו זו לזו (בסך־הכל 2.5 מיליארד השוואות). ברם, על מחקר זה הושמעה ביקורת נוקבת היות שהבדיקות השוו למעשה בין חמישים אלף הדגימות לבין עצמן, ועל־כן ההתאמה ביניהן הייתה צפויה מראש.[63] מחקר זה, לטענת המבקרים, אינו מדמה את המציאות, שבה דגימה הנלקחת מזירת הפשע לעולם לא תדמה לחלוטין לדגימה שנמצאת במאגר. כלומר, כדי שמחקר מסוג זה יהיה תקף, עליו להשוות תמונות שונות של אותן טביעות־אצבע. לפיכך, טוענים המבקרים, "מחקר חמישים האלף" אינו תורם דבר להערכת מהימנותה של ראיית טביעת־האצבע.

באופן כללי החלו בשנים האחרונות לערער על ההנחה כי ראיית טביעת־האצבע מאפשרת זיהוי מוחלט ללא שגיאות. זאת, לנוכח ההבנה כי לא ייחודיותה של טביעת־האצבע עומדת על הפרק, אלא מידת דיוקה של ההשוואה בין טביעות־אצבע לצורך זיהוי פלילי.[64] באמצע

---

63 James L. Wayman, *When Bad Science Leads to Good Law: The Disturbing Irony of the Daubert Hearing in the Case of U.S. v. Byron C. Mitchell* (2000), www.engr.sjsu.edu/biometrics/publications_daubert.html: "I'm saddened, however, that the government's case had to rest on such shoddy science"; David H. Kaye, *Questioning a Courtroom Proof of the Uniqueness of Fingerprints*, 71 Int'l Stat. Rev. 521, 527 (2003): "[T]he study merely demonstrates the trivial fact that the same two-dimensional representation of the surface of a finger is far more similar to itself than to such a representation of the surface of a finger from any other person in the data set"; פנקנטי, פרבהקר וג'יין, לעיל ה"ש 22, בעמ' 1015.

64 ראו Epstein, לעיל ה"ש 22, בעמ' 612–613. ראו גם Zabell, לעיל ה"ש 21, בעמ' 163–164; David A. Stoney, *Measurement of Fingerprint Individuality*, *in* Advances in Fingerprint Technology 327, 331 (Henry C. Lee & R.E. Gaensslen eds., 2nd ed., 2001); Nathan Benedict, *Fingerprints and the Daubert Standard for Admission of Scientific Evidence: Why Fingerprints Fail and a Proposed Remedy*, 46 Ariz. L. Rev. 519, 528 (2004). אי־ההבחנה בין ייחודיותה של טביעת־האצבע לבין האפשרות לשגיאה בזיהויה כונתה על־ידי קול בשם "fingerprint examiner's fallacy". ראו: Simon A. Cole, *Is Fingerprint Identification Valid? Rhetorics of Reliability in Fingerprint Proponents' Discourse*, 28 L. & Pol'y 109, 116 (2006). כמו־כן ראו מדברי השופט Thorne בעניין United States v. Crisp, 324 F.3d 261, 273–274 (4th Cir. 2003) בדעת המיעוט בעניין, "Specifically, we should :State v. Quintana, 103 P.3d 168 at 171 (Utah Ct. App. 2004) instruct our juries that although there may be a scientific basis to believe that fingerprints are unique, there is no similar basis to believe that examiners are infallible... Until there is a nationally adopted certification system — ensuring examiner proficiency — and a nationally adopted minimum standard for matching latent fingerprints to known samples — minimizing the risk of misidentification — courts should ensure that juries are instructed that examiner testimony is informed opinion, but not fact".

שנות התשעים התפרסם מחקר בריטי אשר הצביע על אופייה הסובייקטיבי של הערכת מידת ההתאמה בין שתי טביעות־אצבע.[65] המחקר הראה כי מומחים שונים מתייחסים לנקודות־השוואה שונות ולמספר שונה של נקודות־השוואה. במקביל פורסמו בארצות־הברית תוצאות של מבחני מומחיות שנערכו בפיקוח ה־International Association for Identification (IAI) ל־156 מומחים פורנזיים.[66] התוצאות היכו בתדהמה את הקהילה הפורנזית, שכן רק 68 זיהו בהצלחה את כל שבע טביעות־האצבע שנכללו במבחן. בחינות נוספות שנערכו למומחים אמריקאים לאורך השנים הראו כי בממוצע הם שוגים שגיאה חיובית ב־0.8% מהמקרים.[67]

מחקר אחר, שהתפרסם בשנת 2002, הצביע על כך שאף־על־פי שלכל אדם יש טביעת־אצבע הייחודית רק לו, אנשים שונים חולקים נקודות משותפות בטביעות־אצבעותיהם.[68] לכן, כבר ברמה התיאורטית, קיימת תמיד סבירות שבדיקת זיהוי לפי דגימה של טביעת־אצבע תניב תוצאה שגויה. יתר על כן, קבע המחקר, במקרים שבהם איכותה של תמונת טביעת־האצבע ירודה, דיוק הזיהוי יורד בצורה חדה.[69] מכיוון שאיכות התמונה של טביעות־אצבע הנלקחות מזירת הפשע הינה ירודה בדרך־כלל,[70] דיוק הבדיקה נפגע באופן אינהרנטי כמעט. לפיכך ניתן לקבוע כי רמת דיוקן של מערכות אוטומטיות לזיהוי טביעות־אצבע נמוכה בהרבה מכפי שנהוג לחשוב, ואינה מתקרבת למידת הדיוק הנדרשת מראיה לצורך ביסוס הרשעה.[71] העדרם של נתונים ומודלים סטטיסטיים הקובעים את שכיחותם של מאפייני

כתב השופט Michael: "The government did not offer any record of testing on the reliability of fingerprint identification... Indeed it appears that there has not been sufficient critical testing to determine the scientific validity of the technique... The government did not introduce evidence of studies or testing that would show that fingerprint identification is based on reliable principles and methods".

65 I.W. Evett & R.L. Williams, *A Review of the Sixteen Point Fingerprint Standard in England and Wales*, 46 J. Forensic Identification 49 (1996).

66 David Grieve, *Possession of Truth*, 46 J. Forensic Identification 521, 524 (1996).

67 קול, לעיל ה"ש 45, בעמ' 1034. ראו עוד בעניין מבחני מומחיות: Simon A. Cole, *The Prevalence and Potential Causes of Wrongful Conviction by Fingerprint Evidence*, 37 Golden Gate U. L. Rev. 39, 47–51, 69–85 (2006); Lyn Haber & Ralph Norman Haber, *Error Rates for Human Fingerprint Examiners*, *in* Automatic Fingerprint Recognition Systems 339, 344–358 (Nalini Ratha & Rudd Bolle eds., 2004).

68 לפי המחקר, ההסתברות שמתוך 36 נקודות השוואה, 12 יהיו זהות ל־12 נקודות השוואה של טביעת־אצבע שונה היא אחד לשישה־עשר מיליון. ראו פנקנטי, פרבהקר וג'יין, לעיל ה"ש 22, בעמ' 1021.

69 שם, בעמ' 1024.

70 בזיהוי פלילי, שבו טביעות־האצבע נלקחות מזירת הפשע, איכותן ירודה. ראו קול, לעיל ה"ש 45, בעמ' 991.

71 פנקנטי, פרבהקר וג'יין, לעיל ה"ש 22, בעמ' 1023. ראו גם Epstein, לעיל ה"ש 22, בעמ' 625, ה"ש 119.

טביעות־אצבע באוכלוסייה ואת ההסתברות להתאמה מקרית בין שתי טביעות־אצבע שונות פוגעים, אם כן, בהערכתן המדויקת של ראיות אלה.

המציאות מלמדת כי השגיאות שהמחקרים מעידים עליהן מתממשות בפועל ומובילות לא־אחת להרשעות־שווא במקרים קונקרטיים. סיימון קול סוקר במאמרו עשרים ושניים מקרים מתועדים שבהם שגיאות בבדיקה או בהערכת ממצאי הבדיקה היטו את תוצאות החקירה או אף את תוצאות המשפט.[72] המקרה המפורסם מכולם הוא המקרה של Brandon Mayfield, שבו נדון בפירוט להלן.

2. פרשת Brandon Mayfield

בשנת 2004, במסגרת חקירת פיגועי הטרור במדריד, מצאה המשטרה המקומית טביעת־אצבע על תיק שנקשר לאירוע.[73] המשטרה הספרדית הסתייעה, בין היתר, ב־FBI האמריקאי, אשר סרק את מאגר טביעות־האצבע שלו. הסריקה הניבה רשימה של עשרים חשודים שטביעות־אצבעותיהם נבחנו על־ידי מומחה. ממצאי הבדיקה, אשר אושרו על־ידי שלושה מומחים בכירים נוספים, הובילו לעורך־דין בשם Brandon Mayfield. צו המעצר הסתמך על תצהיר שלפיו זיהויו של Mayfield הינו ודאי במאה אחוזים.[74] את הזיהוי אישר גם מומחה בלתי־תלוי לטביעות־אצבע, אשר מונה על־ידי בית־המשפט במהלך המעצר. אולם לאחר מעצר שנמשך שבועיים, איתרה המשטרה הספרדית אדם אחר אשר טביעות־האצבע שלו התאימו לאלה שנאספו בזירת הפיגוע. התברר כי זיהויו של Mayfield נבע משגיאה חיובית.

דוח מקיף של המפקח הכללי במשרד המשפטים האמריקאי לבחינת פרשת הזיהוי השגוי של Mayfield פורסם במרס 2006, וקבע שהסיבה העיקרית לשגיאה הייתה הדמיון הרב בין טביעת־האצבע של Mayfield לבין זו של הטרוריסט.[75] בהקשר זה נכתב בדוח כי:

"[A]lthough no two people have identical fingerprints, there are some that

---

72 קול, לעיל ה"ש 45, בעמ' 1001–1016.

73 ראו את פרטי הפרשה אצל Zabell, לעיל ה"ש 21, בעמ' 148–151; William C. Thompson & Simon A. Cole, *Lessons from the Brandon Mayfield Case*, 29 Champion 42 (2005); Robert B. Stacey, *A Report on the Erroneous Fingerprint Individualization in the Madrid Train Bombing Case*, 54 J. Forensic Identification 706 (2004); Steven T. Wax & Christopher J. Schatz, *A Multitude of Errors: The Brandon Mayfield Case*, 28 Champion 6 (2004).

74 James Herbie DiFonzo, *The Crimes of Crime Labs*, 34 Hofstra L. Rev. 1, 6 (2005).

75 Inspector Gen., U.S. Dep't of Justice, A Review of the FBI's Handling of the Brandon Mayfield Case 130 (2006), www.usdoj.gov/oig/special/s0601/final.pdf (להלן: הדוח בעניין מייפילד).

may be sufficiently close to confuse an examiner dealing with a latent of imperfect clarity."[76]

הדוח מסביר מדוע שימוש במערכות AFIS עלול להוביל לזיהויים שגויים: מכיוון שהמערכת מייצרת מראש רשימה של חשודים שטביעות־האצבע שלהם דומות לזו שנלקחה מזירת הפשע, בחינת המומחים חשופה יותר לטעויות. הדוח מתריע כי הסיכוי לטעות במקרה כזה גבוה בהרבה מאשר במקרה שבו חשוד מאותר דרך חקירה רגילה.[77] אכן, מקרהו של Mayfield ממחיש כי שתי טביעות־אצבע עשויות להיות דומות עד כדי כך שארבעה מומחים שונים יסברו בטעות כי מקורן זהה.

הדוח התייחס לכשל נוסף בזיהוי, שאותו כינה "הסקה מעגלית" (circular reasoning).[78] הכוונה בכך היא שלאחר שנמצאה התאמה מסוימת בין טביעת־האצבע שנמצאה בזירת הפשע לבין טביעת־אצבע מתוך רשימת טביעות־האצבע החשודות, המומחה מחפש תימוכין נוספים לביסוס הזיהוי. חיפוש זה עלול להוביל לשכנוע פנימי של המומחה בדבר קיומם של מאפיינים מזהים אשר בפועל אינם קיימים.

לא נוכל להביא את כל הסיבות שנמנו בדוח לאותו זיהוי שגוי, ואף לא את כל ההמלצות המופיעות בו בנוגע לאופן מניעתן. נציין רק כי הדוח התייחס להשפעתו של מידע חיצוני על הערכת המומחה, וכי גם את הגורם הזה יש להביא בחשבון כאשר אומדים את אפשרות התרחשותן של שגיאות חיוביות.[79] יהיו הסיבות לשגיאה אשר יהיו, העיקר, כפי שכבר ציינו, הוא עצם אפשרות התרחשותה והשלכותיה.

3. ראיית טביעת־האצבע בפסיקה הישראלית

הפסיקה הישראלית נוטה להעניק משקל רב מאוד לקיומה של ראיית טביעת־אצבע. עדות לכך היא העובדה שבמקרים רבים ראיית טביעת־האצבע משמשת ראיה עיקרית או אף יחידה להרשעה. גישה זו עוברת כחוט־השני בפסיקה הישראלית.[80] למשל, בפרשת חנגייב

---

76 שם, בעמ' 137.

77 שם, בעמ' 137. ראו גם לעיל תת־פרק ב5.

78 הדוח בעניין מייפילד, לעיל ה"ש 75, בעמ' 138.

79 שם, בעמ' 179. כמו־כן, ממחקר עדכני עולה כי ארבעה מתוך חמישה מומחים שינו את הערכתם לנוכח מידע חיצוני. ראו: Itiel E. Dror, David Charlton & Ailsa E. Peron, *Contextual Information Renders Experts Vulnerable to Making Erroneous Identifications*, 156 Forensic Sci. Int'l 74, 76 (2006). ראו מחקר נוסף בנושא, אשר מצא השפעה של מידע חיצוני על החלטות של מומחים לטביעות־אצבע: Itiel E. Dror, David Charlton & Ailsa E. Peron, *When Emotions Get the Better of Us: The Effect of Contextual Top-down Processing on Matching Fingerprints*, 19 Applied Cognitive Psychol. 799, 805–806 (2005).

80 תפ"ח (מחוזי ת"א) 113/96 מדינת ישראל נ' אבו סמהדנה, פדאור 97(4) 182, פס' 13–14

התייחס בית־המשפט העליון למעמדה הרם של ראיית טביעת־האצבע, וכינה אותה "ראיה מן המעלה הראשונה לקשר אדם למקום".[81]

בתת־פרק זה נתמקד בפסיקה שבה שימשה ראיית טביעת־האצבע ראיה עיקרית או יחידה להרשעה. כך, בפרשת קריספין פסק בית־המשפט העליון, בהסתמכו על שורה של פסקי־דין קודמים, כי די במציאת טביעת־אצבע של נאשם בזירת הפשע – בהעדר הסבר הגיוני מטעמו להימצאותה שם – להביא לידי הרשעתו.[82]

קריספין הואשם בדקירת אדם. שופטי הערכאה הדיונית קבעו כי נורת־החשמל בחדר־המדרגות שבו אירעה הדקירה סובבה ממקומה, סמוך לשעת הדקירה, לצורך החשכת הזירה. על אותה נורה נמצאו טביעות־אצבע, אשר יוחסו לקריספין. לא הוכח כל מניע, ואף לא הוכחה כל היכרות קודמת בין הנאשם לבין הנדקר. אכן, הראיה היחידה נגד קריספין הייתה אותה טביעת־אצבע, ובית־המשפט הסתפק בכך לשם הרשעתו בעבֵרה של ניסיון לרצח. שלושת השופטים, אשר ביקרו בזירת האירוע, דחו מכל וכל את ההסבר שהנאשם סיפק להימצאות טביעת־אצבעו על הנורה. שופטי הרוב קבעו כאמור כי די בדחיית ההסברים שהועלו להביא לידי הרשעה, ואילו שופט המיעוט פסק כי אין להרשיע את הנאשם על־סמך ראיה יחידה.

בערעור בבית־המשפט העליון אישרו השופטים את הקביעות העובדתיות של שופטי הרוב בבית־המשפט המחוזי ואת האפשרות להרשיע על בסיסן באותן נסיבות. אף־על־פי־כן ביטל בית־המשפט את הרשעת המערער בעבֵרה של ניסיון לרצח, לאחר שקבע כי לא התקיים היסוד הנפשי הנחוץ, והרשיעו תחת זאת בעבֵרה של גרימת חבלה חמורה.

יש מקרים שבהם הכחשה של נאשם וכפירתו באפשרות שטביעת־אצבע שנמצאה בזירת הפשע שייכת לו עלולות רק לחזק את האשמה נגדו. ההנחה שזיהוי טביעת־אצבע הינו חד־משמעי שלטת עד כדי כך שעצם הכחשת הנאשם כי טביעת־האצבע שנמצאה שייכת לו מערערת את אמינותו בעיני בית־המשפט. האפשרות שהתרחשה טעות בפיענוחה של טביעת־האצבע או בדרך הטיפול בראיה אינה מועלית כלל. כך היה, למשל, בפרשת קריזבסקי, שנידונה בבית־המשפט המחוזי.[83] באותה פרשה הואשם אדם בניסיון לשוד

לפסק־דינו של השופט המר (1997); ת"פ (מחוזי ת"א) 10195/98 **מדינת ישראל נ' מסארווה**, תק־מח 99(2) 9239, ס' ג לפסק־דינה של השופטת אופיר תום (1999); ע"פ 2243/91 **ביטון נ' מדינת ישראל**, תק־על 92(2) 1057, ס' 3 לפסק־דינו של הנשיא שמגר (1992); ת"פ (שלום חד') 2545/03 **מדינת ישראל נ' דניס**, דינים שלום כז 750, ס' 3 לפסק־דינה של השופטת סלע (2004).

81 ע"פ 9154/04 **חנגייב נ' מדינת ישראל**, פדאור 05(15) 130 (לא פורסם, 20.6.2005).

82 ראו את דברי השופטת ביניש (כתוארה אז) בע"פ 4471/03 **מדינת ישראל נ' קריספין**, פ"ד נח(3) 277, 285 (2004): "הלכה פסוקה היא כי די במציאת טביעת אצבע של נאשם, בהיעדר הסבר הגיוני מטעמו, כדי להרשיעו בביצוע עבירה שבוצעה באותו מקום או באמצעות החפץ שעליו נמצאה טביעת האצבע."

83 ת"פ (מחוזי ב"ש) 8026/02 **מדינת ישראל נ' קריזבסקי**, דינים מחוזי לג(7) 852 (2002).

בנסיבות מחמירות לפי סעיפים 402(ב) ו־25 לחוק העונשין, התשל"ז־1977. האישום התבסס בעיקר על טביעת זרת שנמצאה על קסדה של אופנוע. החשוד אותר באמצעות חיפוש במאגר נתונים של המשטרה. הנאשם טען במסגרת פרשת ההגנה:

"אין לי קסדה, אין לי אופנוע... לא החזקתי קסדה של אופנוע... לא היתה ברשותי באיזה שהוא שלב קסדה של אופנוע... גם לא מישהו מהחברים שלי מחזיק בקסדה של אופנוע... גם לא מישהו נתן לי לשמור עבורו קסדה של אופנוע... בחיים לא נתן לי מישהו בעבר להחזיק קסדת אופנוע ולא החזקתי בעבר קסדה של אופנוע."[84]

הכחשתו המוחלטת של הנאשם והימנעותו מלספק הסבר הגיוני כלשהו להתאמה של טביעת־האצבע הייתה לו לרועץ. באותן נסיבות הגיע השופט למסקנה ההגיונית היחידה לטעמו, שלפיה יש לדחות את הסברי הנאשם ולפסוק כי הוא זה שביצע את השוד. לפיכך הורשע הנאשם בעבֵרה של ניסיון לשוד, לפי סעיף 403 לחוק העונשין. גם במקרה זה לא נידונה כלל האפשרות שהתרחשה שגיאה בבדיקה.

דוגמה נוספת ניתן למצוא בפרשת **טננבאום** בבית־המשפט המחוזי.[85] הנאשם באותה פרשה הכחיש כל קשר לאירוע, אולם בית־המשפט זקף לחובתו את העדר יכולתו לספק הסבר להימצאותה כביכול של טביעת־האצבע שלו בזירת הפשע. בהקשר זה צוין:

"האזנתי לנאשם במהלך מסירת עדותו ומסקנתי היא, כי אי־אפשר להאמין לעדותו, כולל באשר להסבריו אודות הימצאות טביעות אצבעותיו על גבי קופסאות הסיגריות. הסברים אלה נשמעו מהוססים ובלתי סבירים ואף נמצאו בהם סתירות פנימיות. בתחילה טען, כי לא היה מעולם בבת־ים (חקירתו במשטרה ת/6), אך בהמשך (עדותו בעמ' 41–42) הסביר, כי היה מבולבל במשטרה וכי יתכן שעבר ביפו ואולי גם בבת־ים. הוא דיבר על אפשרות נגיעה בשקית, אך אין קשר בין אפשרות זו לבין העובדה, כי טביעות אצבעותיו נמצאו על גבי קופסות סיגריות (ולא על השקית) שנבדקו מיד, עוד באותו בוקר, על ידי טכנאי מז"פ. הוא עצמו הודה בגילוי לב, כביכול (עמ' 42): 'אני גם שובר את הראש כל יום איך הגיעה טביעת האצבע שלי לשם'."

גם בפרשה זו לא נידונה האפשרות שהתרחשה טעות כלשהי בתהליך פיענוחה של הראיה. אכן, נראה כי דרושות ראיות חזקות ביותר על־מנת להזֵם את הנחת האשמה העולה מטביעת־אצבע מפלילה. ראיות כאלה נמצאו, למשל, בפרשת **בן יעקב**,[86] שבה זיכה בית־המשפט המחוזי נאשם בעבֵרות סמים. בפרשה זו נמצאה טביעת־אצבע של הנאשם על שקית אשר בתוכה הוחזקו סמים. אף שמומחה התביעה העיד כי טביעת־האצבע הינה טרייה ואמינה, פסק בית־המשפט כי יש לְזַכות את הנאשם. זאת, בשל נסיבותיו הנדירות

84 שם, ס' 3 לפסק־דינו של השופט אלון.

85 ראו ת"פ (מחוזי ת"א) 40382/02 **מדינת ישראל נ' טננבאום**, דינים מחוזי לג(8) 890 (2003).

86 ת"פ (מחוזי חי') 17/95 **מדינת ישראל נ' בן יעקב**, דינים מחוזי כו(3) 370, פס' 6 לפסק־דינו של השופט סלוצקי (1995).

של אותו מקרה, שכן הסתבר כי עובר למועד העברה נפצע הנאשם בתאונת־דרכים, אשר פגעה בכושר הליכתו. השופט קבע לפיכך כי "...אין להניח כי הנאשם, שהיה לאחר תאונת דרכים שבה נפגע ברגליו, היה בכושר הליכה להטמנת הסמים במחבוא זה המרוחק מרחק מה מהכביש".[87]

נדגיש כי החשוב לענייננו הוא שבכל אותם פסקי־דין שהזכרנו, וברבים אחרים, לא נידונה כלל האפשרות כי ההתאמה בטביעת־אצבע, שעליה התבססה התביעה, מקורה בשגיאה. אכן, האפשרות ששתי טביעות־אצבע שאינן ממקור אחד יהיו דומות זו לזו עד כדי כך שמומחים יסברו בטעות כי מקורן זהה – לא הועלתה כלל. ממילא לא בחן בית־המשפט באופן ישיר את הטענה העומדת במרכז מאמר זה, שלפיה בהעדר ראיות אחרות אין להרשיע על בסיס ראיה מדעית יחידה.

לסיכום, נבהיר כי איננו פוסלים את השימוש בראיית טביעת־האצבע ואיננו מבטלים את כושר הזיהוי שלה. ייתכן שסטטיסטיקות לגבי אומדני השגיאה בראיית טביעת־האצבע יוכיחו שהסתברות השגיאה הינה נמוכה ביותר, כפי שרבים במשפט האמריקאי סבורים.[88] אלא שראשית, סטטיסטיקות כאלה אינן בנמצא, ושנית, גם אם הן יצביעו על אחוזי שגיאה נמוכים ביותר, עדיין יהיה באחוזים אלה כדי למנוע הרשעה על בסיס ראיית טביעת־האצבע לבדה.

ד. ראיית DNA

1. הסתברות ההתאמה המקרית בראיית ה־DNA

ראיית ה־DNA מבוססת על השוואה בין דגימות גנטיות, תוך התייחסות לשכיחותו של הפרופיל הגנטי באוכלוסייה הרלוונטית.[89] יודגש כי הקוד הגנטי של כל אדם הינו ייחודי

87 לזיכויים נוספים במקרים שבהם טביעת־האצבע הייתה ראיה יחידה להרשעה, ראו ת"פ (שלום י־ם) 3905/97 **מדינת ישראל נ' ג'אמל**, פדאור 00(10) 358 (2000); ת"פ (שלום אשד') 1498/99 **מדינת ישראל נ' פדידה**, תק־של 2001(2) 400 (2001). במקרה האחרון, טביעות־האצבע שנמצאו על אריזה של כפפות היו הראיה המפלילה היחידה. מאחר שדובר בחפץ נייד, ומאחר שהמשטרה לא טרחה לחקור את האפשרות כי הנאשם נגע באריזה בחנות לממכר ציוד תחזוקה שבה ביקר, זוכה הנאשם.

88 עמדת המשפט האמריקאי היא בדרך־כלל שהשגיאה, אף אם קיימת, הינה נמוכה מאוד ואינה משמעותית. ראו סקירה על עמדתו של בית־המשפט האמריקאי אצל קול, לעיל ה"ש 45, בעמ' 1043–1049.

89 בדיקת ה־DNA מתוארת רבות ובפירוט רב בספרות. להעמקה ראו אחיקם סטולר ויורם פלוצקי "D.N.A. על דוכן העדים" **רפואה ומשפט** 25, 143 (2001). ראו גם נירה גלילי ואסא מרבך "אנליזה של דנ"א למטרות פורנזיות" **פלילים** ב 225 (1991). ראו גם את החלק העוסק בבדיקת DNA במדריך האמריקאי לראיות מדעיות: Fed. Judicial Ctr., Reference

אומנם רק לו, אולם התבססות הבדיקה על דגימה של מספר מוגבל של אתרים במולקולת DNA נתונה עלולה לגרום לכך ששתי דגימות שמקורן שונה ייוחסו בטעות לאותו אדם. ההסתברות לשגיאה כזו מכונה "הסתברות ההתאמה המקרית" (RMP — Random Match Probability), והיא נקבעת על־ידי חישוב שכיחויות של פרופילים גנטיים באוכלוסיות רלוונטיות.[90] הסתברות ההתאמה המקרית נבדלת משגיאת מעבדה חיובית – שבה נעסוק להלן – אשר מתייחסת להתאמה שגויה עקב טעות מעבדה בעת עריכת הבדיקה.

לגבי הסתברות ההתאמה המקרית נדגיש כי ככלל, העוסקים במדע הפורנזי, כמו־גם בתי־המשפט, מודעים לאפשרות התרחשותה.[91] ביטוי להכרה זו ניתן למצוא הן בפסקי־דין זרים[92] הן בפסיקה הישראלית. למשל, בשני פסקי־דין של בית־המשפט העליון מן השנים האחרונות התבססה ההכרעה על נתונים ביחס לשכיחות קיומו של פרופיל גנטי מסוים בקרב האוכלוסייה. בפרשת **חאלדי**[93] דיווח לשופטת דורנר כי הסתברות ההתאמה המקרית בבדיקת DNA עמדה על **1/17,450**. על־סמך נתון זה הסיקה השופטת כי יש מאתיים גברים נוספים בישראל בעלי אותו פרופיל גנטי,[94] ולפיכך הורתה על שחרור הנאשם באותה פרשה. בעניין **אבו־חמאד**,[95] שבו נדון ביתר הרחבה להלן, נתן השופט חשין משקל לכך שדובר בפרופיל גנטי נדיר בעל הסתברות התאמה מקרית של אחד לשבעה מיליארד וארבע מאות מיליון איש. בהחלטתו התבסס השופט על ראיית ה־DNA כעל ראיה מכריעה, וקבע כי במקרים שבהם ההסתברות להתאמה מקרית נמוכה מאוד,[96] יש לייחס לראיה את מידת האמינות הגבוהה שנוהגים לייחס לראיית טביעת־האצבע.

החשוב לענייננו הוא שבשתי הפרשות הללו נמנעו בתי־המשפט מלהתייחס לשגיאת מעבדה חיובית, ולכך שהתעלמות ממנה עלולה להוביל להכרעות שיפוטיות שגויות.

2. התייחסות המשפט לשגיאת מעבדה חיובית בבדיקת ה־DNA

שגיאת מעבדה חיובית בהקשר של בדיקות DNA מתרחשת, כאמור, כאשר עקב טעות

MANUAL ON SCIENTIFIC EVIDENCE 487–576 (2nd ed., 2000) (להלן: REFERENCE MANUAL). ראו גם: Mark S. Ellinger, *DNA Diagnostic Technology: Probing the Problem of Causation in Toxic Torts*, 3 HARV. J.L. & TECH. 31, 34–46 (1990).

90 סטולר ופלוצקי, שם, בעמ' 152–156.

91 REFERENCE MANUAL ON SCIENTIFIC EVIDENCE, לעיל ה"ש 89, בעמ' 524–548.

92 למשל, בעניין *Adams*, לעיל ה"ש 28.

93 בש"פ 5174/99 **חאלדי נ' מדינת ישראל**, פ"ד נג(4) 289, 291 (1999).

94 נתון זה התקבל על־ידי הכפלת מספר הגברים בישראל (כ־3.5 מיליון איש) בהסתברות ההתאמה המקרית שעליה דווח. שם, בעמ' 293.

95 ע"פ 9724/02 **אבו־חמאד נ' מדינת ישראל**, פ"ד נח(1) 71 (2003).

96 בית־המשפט ציין בעניין זה, מבלי לקבוע מסמרות בעניין, כי הסתברות נמוכה היא הסתברות של אחד לכמה מיליונים או יותר. ראו שם, בפס' 35 לפסק־דינו של השופט חשין.

מעבדה שני פרופילים גנטיים מזוהים כתואמים אף שבפועל מקורם שונה.[97] כאשר החל השימוש בראיה זו, טענו מומחים שונים לפני בתי־המשפט כי לא תיתכן שגיאה חיובית בבדיקת DNA. סברה זו התבררה כמוטעית.

בדוח NRC-I נאמר במפורש כי –

"Interpretation of DNA typing results depends not only on population genetics, but also on laboratory error. Two samples might show the same DNA pattern for two reasons: two persons have the same genotype at the loci studied, or the laboratory has made an error in sample handling, procedure, or interpretation...

...Laboratory errors happen, even in the best laboratories and even when the analyst is certain that every precaution against error was taken."[98]

לנוכח ההכרה בשגיאות מעבדה, המליצה מועצת המחקר האמריקאית בדוח זה לערוך "בדיקות מומחיות עיוורות" (blind proficiency testing) למעבדות, דהיינו, לבחון את מידת דיוקן של מעבדות בשגרה ללא ידיעתן, ולדווח את תוצאות הבדיקות למושבעים לטובת הערכה נכונה של ראיית ה־DNA.[99]

אכן, דוגמות רבות מהפסיקה מוכיחות ששגיאות מעבדה יכולות להתרחש, ושהתעלמות מאפשרות זו עלולה להוביל להרשעות־שווא. בשנת 1993 הורשע Timothy Durham

---

97 במסגרת מאמר זה לא נדון בגורמים לשגיאת מעבדה חיובית, כגון זיהום (contamination) או החלפה בין שתי דגימות בשל טעות־אנוש. לדיון נרחב במקורות השגיאה החיובית ראו, בין היתר: William C. Thompson, Simon Ford, Travis Doom, Michael Raymer & Dan E. Krane, *Evaluating Forensic DNA Evidence: Essential Elements of a Competent Defense Review*: *Part 1*, 27 Champion 16 (2003); William C. Thompson, Simon Ford, Travis Doom, Michael Raymer & Dan E. Krane, *Evaluating Forensic DNA Evidence: Essential Elements of a Competent Defense Review: Part* 2, 27 Champion 24 (2003). כמו־כן ראו: NRC-II, לעיל ה"ש 37, בעמ' 80–85; סטולר ופלוצקי, לעיל ה"ש 89, בעמ' 156–157; William C. Thompson, *Tarnish on the "Gold Standard": Understanding Recent Problems in Forensic DNA Testing*, 30 Champion 10 (2006); James Herbie DiFonzo, *In Praise of Statutes of Limitations in Sex Offense Cases*, 41 Hous. L. Rev. 1205, 1232–1261 (2004); גלילי ומרבך, לעיל ה"ש 89, בעמ' 240–244.

98 NRC-I, לעיל ה"ש 36, בעמ' 88–89.

99 שם, בעמ' 89: "Especially for a technology with high discriminatory power, such as DNA typing, laboratory error rates must be continually estimated in blind proficiency testing and must be disclosed to juries. For example, suppose the chance of a match due to two persons' having the same pattern were 1 in 1,000,000, but the laboratory had made one error in 500 tests. The jury should be told both results; both facts are relevant to a jury's determination".

באונס של ילדה בת אחת־עשרה באוקלהומה, כאשר נגדו עמדו עדות־ראייה של הילדה, עדות מדעית שלפיה שיערו של הנאשם זהה לשיער שנמצא בזירת האונס והתאמה בבדיקת ה־DNA. לזכותו של הנאשם עמד אליבי, שנתמך על־ידי אחד־עשר עדים, בדבר הימצאו במקום אחר בעת קרות האונס. Durham הורשע ונידון ל־3,000 שנות מאסר, אולם בשנת 1997 הובהר כי שגיאה חיובית, שנבעה מפרשנות לא־נכונה של תוצר הבדיקה, היא שהובילה להתאמה בבדיקת ה־DNA.[100] באותה שנה החליפה מעבדה בפילדלפיה בין דגימות שנלקחו מקורבן אונס לבין דגימות של חשוד באונס, וכתוצאה מכך הוכרזה התאמה בין הדגימה שיוחסה לחשוד לבין הדגימה שנלקחה מאיבר מינה של הקורבן.[101] בשנת 1998 הרשיע בית־משפט ביוסטון את Josiah Sutton באונס אישה, לאחר שנעצר על בסיס חשד, ודגימת ה־DNA שלו נמצאה מתאימה לזו של העבריין. רק בשנת 2003, בעודו נושא בעונשו, התברר כי ההתאמה נבעה משגיאת מעבדה, ו־Sutton שוחרר ממאסרו.[102] בניו־זילנד הודיע שר המשפטים בשנת 2001 כי ממשלתו תשלם פיצוי נרחב ל־David Dougherty על כך שהורשע ורֻצה שלוש שנות מאסר על עברת אונס של ילדה בת אחת־עשרה, אשר התברר בדיעבד כי לא הוא האשם בה.[103]

מסקירה שפרסם Koehler בשנת 1993 עולה כי בדיקות מומחיות גלויות (לא עיוורות) הצביעו על אומדן של 1%–4% לשגיאה חיובית כתוצאה מטעות מעבדה.[104] בשנת 1995 פורסם אומדן נוסף לשגיאה, שהתבסס על אותן בדיקות מומחיות, ואשר עמד על 1/800.[105] החוקרים שניתחו את בדיקות המומחיות הצביעו על כך שההסתברות לקבלת שגיאה חיובית

---

100 ראו: Barry Scheck, Peter Neufeld & Jim Dwyer, Actual Innocence 158–171 (2000). ראו גם תומפסון, טרוני ואייטקין, לעיל ה"ש 48, בעמ' 48.

101 תומפסון, טרוני ואייטקין, שם.

102 ראו שם, וכן DiFonzo, לעיל ה"ש 97, בעמ' 1249–1254.

103 ראו הודעה לעיתונות ממשרד המשפטים של ניו־זילנד: Press Release, N.Z. Justice Minister Phil Goff, Compensation Payment to David Dougherty (Nov. 7, 2001), www.executive.govt.nz/speech.cfm?speechralph=35330&SR=0. במקרה אחר שהתרחש בניו־זילנד, ואשר לא הסתיים בהרשעה, נמצאה התאמה בין פרופיל גנטי של קורבן עבֵרה פלילית לבין פרופיל גנטי של העבריין בשני מקרי רצח לא־מפוענחים. אחרי שנשללה האפשרות כי הקורבן היה קשור למקרי הרצח, נערכה חקירה אשר ניסתה למצוא את מקור השגיאה בבדיקה. החקירה לא הצליחה לקבוע בוודאות מה היה המקור לשגיאה, וקבעה כי מדובר כנראה בזיהום כלשהו בשלבים הראשונים של עבודת המעבדה. ראו הודעה של שר המשפטים הניו־זילנדי: Press Release, N.Z. Justice Minister Phil Goff, DNA Reports Released (Mar. 9, 2000), www.executive.govt.nz/speech.cfm?speechralph=30507&SR=0.

104 Jonathan J. Koehler, *Error and Exaggeration in the Presentation of DNA Evidence*, 34 Jurimetrics J. 21, 26 (1993).

105 Jonathan J. Koehler, Audrey Chia & Samuel Lindsey, *The Random Match Probability in DNA Evidence: Irrelevant and Prejudicial?* 35 Jurimetrics J. 201, 206–211 (1995).

כתוצאה מטעות מעבדה גדולה בסדרי־גודל מהסתברות ההתאמה המקרית. אי־לכך, הסתברות ההתאמה המקרית נעשית זניחה ביחס להסתברות לשגיאה חיובית כתוצאה מטעות מעבדה. לכן, דיווח על הסתברות התאמה מקרית בסדר־גודל של אחד למיליארד כעל הסתברות השגיאה החיובית, תוך התעלמות מההסתברות של טעות מעבדה, הינו דיווח מטעה, ולטענת החוקרים יש להימנע ממנו. עוד טענו החוקרים כי בהעדר נתונים על אומדן שגיאה של מעבדה מסוימת, יש להתייחס לאומדן שגיאה ממוצע של כלל המעבדות.

מאמר נוסף שפורסם לאחרונה מצביע על שורה ארוכה של שגיאות חיוביות, ובכלל זה טעויות מעבדה, שהתגלו ברחבי ארצות־הברית ובעולם.[106] השגיאות יכולות להתרחש הן במקרי זיהוי "רגילים" הן במקרים של סריקה שיטתית של מאגרים. בהסתמך על רישומי מעבדות, המאמר מתריע מפני שכיחותן הגבוהה של שגיאות מעבדה כתוצאה מזיהום וערבוב בין הדגימה לבין חומרים גנטיים זרים.[107] לפי המאמר, תופעות אלה מתרחשות באופן קבוע גם במעבדות הטובות ביותר.[108] החשש שמועלה הוא כי במקרים שבהם טעות המעבדה אינה מתגלה, וחסרות ראיות אחרות השוללות באופן חד־משמעי את האשמה, בתי־המשפט מניחים שהראיה המדעית מדויקת ושניתן להרשיע על בסיסה. כדי להמחיש את חשיבותן של ראיות נוספות בתיק, המאמר מציג מקרה רצח של פעוטה אשר התרחש באוסטרליה, שבו נמצאה התאמה בין דגימת ה־DNA שנלקחה מבגדי הפעוטה לבין דגימת DNA של קורבן אונס.[109] דגימות הבקרה לא העידו על כל בעיה בהתנהלות המעבדה, ולא הצביעו על אפשרות לשגיאה. אלא שלאחר שנשללה אפשרות אשמתה של קורבן האונס על־ידי ראיות אחרות, קבעו מומחים כי ככל הנראה זיהם חומר גנטי השייך לקורבן האונס את הדגימה שנלקחה מבגדי הפעוטה, וכך נולדה השגיאה. הסבר זה נראה סביר, מכיוון ששתי הדגימות עובדו באותה מעבדה בערך באותה תקופת זמן. אילולא הרחיקו נסיבות המקרה באופן חד־משמעי את קורבן האונס מביצוע רצח הפעוטה, סביר להניח כי הטעות לא הייתה מתגלה לעולם, וייתכן שהייתה מובילה להרשעה.

כאמור, בהעדר נתונים כלליים על־אודות הסתברותן של שגיאות מעבדה, קשה להעריך את משקלה של ראיית ה־DNA. כפועל יוצא מכך אי־אפשר להעריך גם את המשקל הראייתי הנדרש נוסף על הראיה המדעית לצורך הרשעה. הצורך באיסוף נתונים אלה ובהצגתם לפני בית־המשפט מתחדד לנוכח העובדה שלהגנה אין גישה למידע טכני ששמור אצל יצרני המכשור לבדיקת DNA, ואשר עשוי להיות רלוונטי למציאת מקורות לשגיאה חיובית.[110]

---

106 Thompson, לעיל ה"ש 97.

107 שם, בעמ' 11.

108 המאמר מתייחס, בין היתר, לשגיאות הנובעות מחוסר יושר של עורכי הבדיקה ומלחץ המופעל עליהם למצוא התאמה. כלומר, גם בתנאי מעבדה מיטביים עלולות להתרחש שגיאות חיוביות. ראו שם, בעמ' 12.

109 שם, בעמ' 13–14.

110 Jennifer N. Mellon, *Manufacturing Convictions: Why Defendants are Entitled to the Data Underlying Forensic DNA Kits*, 51 Duke L.J. 1097 (2001).

אף־על־פי־כן, ולמרות הרשעות־השווא המרובות והמחקרים המצביעים על שכיחותן של שגיאות המעבדה, נסוג דוח NRC-II, משנת 1996,[111] מעמדת הדוח שקדם לו ואשר התקבל בפסיקה. כאמור, הדוח השני דחה את הקביעה שלפיה בהעדר אומדני שגיאה כלליים ביחס לשגיאות מעבדה יש להימנע מלדווח למושבעים על הסתברות ההתאמה המקרית, בהיותה זניחה יחסית להסתברותה של שגיאת המעבדה. תחת זאת קבע הדוח כי השאלה שיש להכריע בה אינה מהם אחוזי השגיאה הכלליים של מעבדה או מעבדות לאורך זמן, אלא אם המעבדה עשתה שגיאה במקרה המסוים העומד לפני בית־המשפט.[112] לפי הדוח, יש להתמודד עם טעויות מעבדה באמצעות הקפדה על הכללים של פרוטוקול הבדיקה ועריכת בדיקות חוזרות.[113]

הקביעות והמסקנות שהוצגו בדוח השני ספגו ביקורות נוקבות, ובראשן ביקורתם של תומפסון, טרוני ואייטקין.[114] ראשית, ובהתבסס על הגישה הבייסיאנית, הם ממחישים מדוע יש להתייחס לנתונים סטטיסטיים כלליים בכל מקרה, בין אם אותרה שגיאה במקרה הספציפי ובין אם לאו.[115] שנית, הם מראים כי הפתרונות שהציע דוח NRC-II לבעיה של שגיאות מעבדה אינם מספקים. אף שבדיקה חוזרת, ובפרט בדיקה הנעשית על־ידי מעבדה אחרת, יכולה בהחלט להקטין את אומדן השגיאה החיובית, יש אפשרות לא־מבוטלת שבדיקות חוזרות תלויות זו בזו, ועל־כן גם הטעויות צפויות לחזור על עצמן. לא ידוע לנו על מחקר שבחן את מידת התלות של בדיקות חוזרות, אולם מכמה מקרים שבהם חזרו מעבדות שונות על אותן טעויות ניתן ללמוד כי קיימת אפשרות סבירה שמידה מסוימת של תלות אכן קיימת.[116] תומפסון, טרוני ואייטקין מציינים כמה בעיות בהקשר של בדיקה חוזרת: ראשית, טעויות בפרשנות של קווים, כמו במקרה של Timothy Durham, עלולות לחזור על עצמן גם בבדיקה חוזרת; שנית, במקרים מסוימים ייתכן שהדגימה הנבדקת זוהמה לפני הבדיקה, ולכן בדיקה חוזרת לא תניב כל תועלת; שלישית, לעיתים הבודקים משתמשים בכל החומר הגנטי שנלקח מזירת הפשע בבדיקה הראשונה, ולפיכך אין אפשרות לערוך בדיקה חוזרת.[117]

על־אף הביקורות שהופנו כלפי דוח NRC-II – הן ביחס לגישה העומדת ביסודו

---

111 ראו NRC-II, לעיל ה"ש 37, בעמ' 80–87. לעניין ההשלכות המשפטיות של התייחסות לשגיאות חיוביות ראו שם, בעמ' 179–185.

112 שם, בעמ' 85.

113 שם, בעמ' 87. ראו חיזוק לעמדות של דוח NRC-II במאמר של חברת הוועדה: Margaret A. Berger, *Laboratory Error Seen Through the Lens of Science and Policy*, 30 U.C. Davis L. Rev. 1081 (1997).

114 תומפסון, טרוני ואייטקין, לעיל ה"ש 48.

115 לביקורת זו התייחסנו לעיל בסעיף 6(א).

116 ראו Koehler, לעיל ה"ש 50, בעמ' 437. ראו גם Balding, לעיל ה"ש 38, בעמ' 476, הטוען אף הוא כי בדיקה חוזרת יכולה להעלים שגיאות אחדות, אבל לא את כולן.

117 כך קרה במעבדה ביוסטון. ראו פירוט על התנהלותה הלקויה של אותה מעבדה, אשר נסגרה לבסוף, אצל DiFonzo, לעיל ה"ש 97, בעמ' 1242–1249.

(גישת ה־case-specific) הן ביחס לפתרונות המעשיים שהוא מציע לצמצום ההסתברות לשגיאות מעבדה – התקבלו קביעותיו והמלצותיו של דוח NRC-II וקנו להן שביתה במשפט האמריקאי.[118]

3. הערכת ראיית DNA בישראל

בישראל נתונים סטטיסטיים על־אודות שגיאות מעבדה אינם מדווחים על־פי־רוב לבתי־המשפט, וממילא אין נהלים מסודרים בעריכת בדיקות DNA ובהערכתן.[119] עדות לכך ניתן למצוא בדבריה של חוקרת בכירה במעבדה הביולוגית של המז"פ:

"...לכל אחד מעובדי המעבדה יש את החוברת או 'ספר הבישול' שלו... אין לנו הנחיות קבועות או פרוטוקולים שכך תעשה וכך אל תעשה, כל אחד יש לו את הספר שלו ואת ההכשרה שהוא קיבל שהיא הכשרה ארוכה."[120]

אף־על־פי־כן, בתי־המשפט בישראל אינם נותנים דעתם לסוגיה של שגיאת מעבדה חיובית או למצער ממעיטים מחשיבותה. בפרשת **אבו־חמאד**,[121] למשל, אישר בית־המשפט העליון הרשעה באונס על־סמך ראיית DNA שהייתה ראיה מרכזית להרשעה.[122] **בבית־**

---

118 **ראו:** United States v. Trala, 162 F. Supp. 2d 336, 351 (D. Del. 2001): "In making its determination, the court finds the conclusions announced in the 1996 NRC-II to be persuasive: '[W]e believe that a calculation that combines error rates with match probabilities is inappropriate.' NRC-II, at 87" **באופן דומה ראו:** Armstead v. State, 673 A.2d 221 (Md. 1996), **שבו טענה התביעה בבית־המשפט של מרילנד כי עניין השגיאה החיובית קשור למשקלה של הראיה, אך לא לעצם קבילותה. דעת הרוב באותו עניין אישרה את קבילות הראיה בנימוק כי המושבעים באותו מקרה היו מודעים לאומדן השגיאה של המעבדה, וכן שלהגנה הייתה האפשרות להעלות את הנושא בחקירה הנגדית:** "As we indicated above, however, the jury was fully informed of the laboratory error rate and the petitioner had a full opportunity to address this on cross-examination" **(שם, בעמ' 245). ראו גם:** Edward J. Imwinkelried & D.H. Kaye, *DNA Typing: Emerging or Neglected Issues*, 76 WASH. L. REV. 413, 459–472 (2001)**.**

119 **יורם פלוצקי "משקלה של ראיית DNA – בעקבות פסק הדין מוראד אבו חמאד" רפואה ומשפט 30, 174, 178 (2004).**

120 **כפי שמצוטט שם, בעמ' 178.**

121 **עניין אבו־חמאד, לעיל ה"ש 95.**

122 **פסק־הדין עסק במקרה אונס של תיירת על־ידי נהג של מונית מרצדס לבנה, שבעקבותיו הרתה הקורבן אולם הפילה את העובּר. משאריות זרע הופק פרופיל גנטי של האנס. כמו־כן הופק פרופיל גנטי של העובּר. החשוד נעצר כעבור שנתיים בחשד לביצוע עבֵרה אחרת, ובמסגרת ההליכים נלקחה ממנו דגימת רוק, והופק ממנה פרופיל גנטי. שלושה סמנים בפרופיל הגנטי של הנאשם הזכירו לעורכת הבדיקה את הפרופיל הגנטי של הדגימות שנלקחו מן העבריין**

המשפט המחוזי הורשע הנאשם על בסיס ראיות נסיבתיות וראיית DNA, אולם נקבע כי די בראיית ה־DNA לבדה להביא לידי הרשעה.[123] בערעור לבית־המשפט העליון התייחס השופט חשין לאמות־המידה לבחינת מדעיות הראיה, ביניהן "האפשרות שנעשתה טעות בבדיקה ובתוצאותיה".[124] אף השופט מצא, בדחותו את הבקשה לדיון נוסף, הניח כי תיתכן שגיאת מעבדה והתייחס למקורות אפשריים להתרחשותה.[125] עם זאת, מכיוון שהנאשם לא ערער על ממצאי הבדיקה, לא נדרש בית־המשפט לסוגיה זו, ועל־כן נקבע כי היה אפשר להניח שבהליכי הבדיקות הגנטיות לא נפל פגם.

קביעה זו מייצרת למעשה חזקה בדבר תקינותם ואמינותם של הליכי הבדיקה. אלא שחזקה כזו עומדת בניגוד לטענתנו כי שגיאות מעבדה חיוביות עלולות להתרחש בכל מקום, ועל אחת כמה וכמה כאשר אין פועלים על־פי נהלים מסודרים. יתר על כן, חזקה זאת אינה מבחינה בין מקרים שבהם יש ראיות אחרות נגד חשוד לבין מקרים שבהם ראיית ה־DNA הינה ראיה מרכזית או יחידה.

יתרה מזו, טעויות מעבדה ייתכנו גם במעבדות הפועלות על־פי תקנים מסודרים, ובתי־המשפט עלולים להעריך באופן שגוי את ההסתברות להתרחשותן. בפרשת גלדסון, למשל, נערכו בדיקות DNA במעבדות בגרמניה, אשר נוהגות לעבוד על־פי נהלים ברורים ומסודרים, המקובלים על בית־המשפט.[126] ההגנה טענה, ראשית, כי נפל פגם בהליך הפיקוח על החומר הראייתי. אולם בית־המשפט העליון, בהסתמכו על מומחי התביעה, אישר את קביעת בית־המשפט המחוזי, שלפיה גם אם נפל פגם בשרשרת הראיות, אין בכך כדי להטיל דופי באמינות הבדיקה. עוד טענה ההגנה כי לא נותר די חומר גנטי לעריכת בדיקה נוספת מטעמה. ביחס לטענה זו קבע בית־המשפט כי "בסופו של יום רמת אמינותה הגבוהה של הבדיקה שנערכה מאיינת הלכה למעשה כל סיכוי שבדיקה מטעם ההגנה, אם היתה נערכת, היתה מעלה תוצאה שונה. מסקנה זו מתחייבת גם מעדותה של ד"ר הרמן אשר פסלה כל תרחיש של טעות אפשרית...". כלומר, ניתן לראות שגם כאשר מועלית

במקרה האונס. בהשוואת שישה סמנים נוספים לדגימה ממקרה האונס נמצאה התאמה בין הפרופיל הגנטי של הנאשם לבין הפרופיל הגנטי שהופק מזרע האנס. כמו־כן נמצאה התאמה בין הפרופיל הגנטי של הנאשם לבין הפרופיל הגנטי שנלקח מן העובר שהפילה הנאנסת. הסתברות ההתאמה המקרית הייתה אחד לשבעה מיליארד באוכלוסייה הערבית ואחד לשישה־עשר מיליארד באוכלוסייה היהודית. הנאשם גר במזרח ירושלים, ולאחד מחבריו הייתה מונית מרצדס לבנה בבעלותו. אבו־חמאד טען כי רשיון הנהיגה שלו לא היה בתוקף במועד האונס, אך טענה זו הוכחה כשקרית. אף גרסת האליבי של הנאשם נמצאה לא־אמינה ונדחתה. הנאשם, מצידו, הכחיש את ההאשמות נגדו. במסדר־זיהוי לא זוהה הנאשם על־ידי הנאנסת. לעומת זאת, תיאורה של הנאנסת תאם את מראהו של הנאשם.

123 תפ"ח (מחוזי י־ם) 4025/01 מדינת ישראל נ' אבו־חמאד, תק־מח 2002(3) 1393, פס' 24 (2002).

124 עניין אבו־חמאד, לעיל ה"ש 95, פס' 17.

125 ראו דנ"פ אבו־חמאד, לעיל ה"ש 43, פס' 8.

126 ע"פ 5928/99 גלדסון נ' מדינת ישראל, תק־על 2005(3) 2776, פס' 11 (2005).

טענת הגנה המערערת על תקינותם של הליכי הבדיקה, בית־המשפט אינו מייחס לה את המשקל הראוי. מקביעותיו של בית־המשפט במקרה זה, אשר מסתמכות בעיקרן על עדותה של מומחית התביעה, עולה כי עצם העובדה שתוצאת הבדיקה מצביעה על התאמה מהווה הוכחה לכך שלא נפלה שגיאה בהפקת הראיה. תפיסה זאת מתאימה לדעה שרווחה בתחילת דרכה של ראיית ה־DNA כי לא תיתכן שגיאה חיובית בבדיקה. כפי שטענו במאמר זה, תפיסה זו אינה נכונה. שגיאות מתרחשות גם במעבדות הטובות ביותר, וגם כאשר עורכי הבדיקה בטוחים כי ננקטו כל האמצעים למניעת שגיאה. יתרה מזו, גם כאשר מתרחשת שגיאה, לא תמיד ניתן למצוא את מקורה בדיעבד. כפי שעולה מרשימה זו, ההתייחסות לראיית DNA כאל ממצא מוחלט הינה שגויה ומסוכנת, במיוחד במקרים שבהם ראיית ה־DNA הינה ראיה מרכזית או יחידה.

התייחסות ראשונה לנקודות אלה ניתן למצוא בפסק־דין של השופט ריבלין (כתוארו אז) אשר ניתן לאחרונה.[127] באותו מקרה הייתה ברשות התביעה ראיית DNA, אולם המומחה הסטטיסטי מטעמה לא הגיש לגביה חוות־דעת בכתב. השופט ריבלין קבע כי יש סוגיות מהותיות לגבי מהימנות הבדיקה, אשר אי־אפשר ללבנן בהעדר חוות־דעת כתובה. לפיכך הוחזר התיק לבית־המשפט המחוזי לצורך קבלת חוות־דעת בכתב ובירור מחודש. יש לקוות שפסיקה זו מסמנת מפנה בהתייחסותו של בית־המשפט לשגיאות מעבדה חיוביות.

ה. סיכום

במאמר זה ביקשנו לבסס טענה עיקרית ברורה כי יש להכיר במגבלותיהן של ראיות DNA וטביעות־אצבע בכל הנוגע לביסוס הרשעה בפלילים. יתרה מזו, לנוכח מגבלותיהן האינהרנטיות של ראיות אלה, אי־אפשר להסתמך עליהן כראיות יחידות להרשעה. הכלים התיאורטיים שבהם השתמשנו מוכרים וידועים בדיסציפלינות לבר־משפטיות, ביניהן בתחום האבחון הרפואי. אף בעולם המשפט הם משמשים בהקשרים מסוימים, כגון לגבי התאמה מקרית בבדיקת DNA. לטענתנו, הגיעה העת להרחיב את השימוש בתובנות אלה ולהכיר באופן גורף באפשרות התרחשותן של שגיאות חיוביות.

הכרה כזו עשויה להוביל לפיתוח מתודולוגיות להערכת דיוק הבדיקה מקום שאלה חסרות. סטטיסטיקות לגבי טעויות מעבדה ומיסוד של סטנדרטים לטיפול בבדיקות מדעיות יכולים לסייע בקביעת ההסתברות האפריורית הנדרשת כתוספת לראיה המדעית, ולהוליך בהתאם לדיוק רב יותר בהכרעה השיפוטית.

יודגש כי אין בכוונתנו לכפור בקבילותן של ראיות טביעת־האצבע או DNA, אלא אך להתריע מפני הסכנות הטמונות בשימוש לא־זהיר בהן בהליך הפלילי. זאת בעיקר בעידן הנוכחי, שבו השימוש בראיות מסוג זה הולך וגובר, וזיהוי באמצעות מאגרים גנטיים שגור מאי־פעם.

127 ע"פ 141/04 **פלוני נ' מדינת ישראל**, תק־על 2006(1) 3725 (2006).