

שימוש בטכניקות הסתברותיות לזיהוי אנשים על סמך ראיות נסיבתיות

רון שפירא*

מבוא

ימיו של הרעיון להשתמש בתורת ההסתברות בתחום המשפט, כימיה של תורה זו עצמה. כבר בשנת 1814 קבע המרקיז דה-לפלס, מנסח תורת ההסתברות המתמטית: "In order to condemn an accused person it is necessary without doubt that the judges should have the strongest proof of his offence. But a moral proof is never more than a probability"¹. נראה, כמו כן, כי רק תודות להשכלתו המשפטית פיתח ליבניץ לראשונה את רעיון ההסתברות המותנית², ואף ברנולי ינק ממקורות משפטיים³. יש המצביעים אף על שורשים קיקרוניאניים לתורת ההסתברות המתמטית⁴. ואמנם, לשימוש הישיר בסטטיסטיקה בפסקי דין ישנה היסטוריה ארוכה⁵, המתחילה סמוך לאמצע המאה הי"ט⁶, עוברת דרך פרשת דרייפוס (אשר תדון בהמשך) וממשיכה עד ימינו. כבר במאה הי"ט חזה Holmes כי "The man of the future is the man of statistics and the master of economics"⁷. ככל הנראה הונעו השאיפות הללו ליישוב בין המשפט ומדע הסטטיסטיקה באמצעות הרצון למצוא מוצא מתמטי מחוסר הדיוק ומן הסובייקטיביות של ההליך השיפוטי⁸.

* תלמיד תואר שלישי ומורה מן החוק, אוניברסיטת תל-אביב.

1. Marquis De Laplace *A Philosophical Essay on Probabilities* (1814), translated by Frascott and Emory (New York, 1951). בספריות בארץ לא מצאתי עותק בשפת המקור.
2. J. Bernoulli *Ars Conjectandi* (Basel, 1713).
3. R. Garber & S. Zabell "On the Emergence of Probability" 21 *Archive for Hist. Exact Sci.* (1979) 33.
4. I. Hacking *The Emergence of Probability* (1975).
5. K.S. Broun & D.G. Kelly "Playing the Percentages and the Law of Evidence" *U. Ill.L.F.* (1979) 29, 36, Note 58.
6. ראה פולמוס בנוגע לעדות המומחה של פרופ' Pierce בענין *The Howland Will Case* (1870) P. Meier & S. Zabell "Benjamin Pierce and the Howland Will" 75 *Am. Statistical Ass. J.* (1980) 497.
7. O.W. Holmes "The Path of the Law" 10 *Harv. L. Rev.* (1896) 457, 469.
8. L.H. Tribe "Trial by Mathematics - Precision and Ritual in the Legal Process" 84 *Harv. L. Rev.* (1971) 1329, 1330.

התחושה הכללית היא, שהמבחנים המילוליים, בהם נוקט המשפט, אינם מדויקים די הצורך, ומשום כך התעורר הצורך בהצגתם המתמטית, ותורת ההסתברות נראתה כדרך המתמטית הנכונה ביותר לעשות כן.⁹

ענינו של מאמר זה – באחד השימושים הרווחים של תורת ההסתברות במשפט: השימוש בה לצורך זיהוי בני אדם על סמך סימני זיהוי. שימוש זה אופיני בתחום הבדיקות הפורנסיות השונות, אולם ישומו המעניין יותר, מבחינה תאורתית, מצוי בהצעות להרחיב אותו לכדי תאוריה נורמטיבית כללית של היסק מראיות נסיבתיות. תכליתו המרכזית של המאמר היא לעמוד על ההבדלים בין השיטות ההסתברותיות השונות לבעיית הזיהוי על סמך סימנים מזהים, וזאת – באמצעות חשיפת קדם-ההנחות, אשר ביסודן. תכלית זו נועדה לשרת מטרה כללית יותר, והיא קידומה של עשיית שימוש מושכל ומודע בטכניקות הסתברותיות בתחום דיני הראיות. לשם כך, אנסה, במידת האפשר, לפשט את הדברים, להמנע משימוש במושגים מופשטים או מתמטיים, אשר מרבית המשפטים אינם רגילים בהם, ולהסביר כל טעון על דרך הדוגמה המבארת.

הערה באשר לפשרה של הסתברות

לצרכי הבנת הטעון שבחיבור זה אין צורך בדיעת הכללים המתמטיים של תורת ההסתברות או הביסוס האכסיומטי של כללים אלה. אסתפק בהצגת מושגי היסוד, תוך פניה לאינטואיציה.

באופן כללי, תקראנה התוצאות האפשריות של ניסוי מסוים "ארועים". הסתברותו של ארוע היא מספר פשוט, שגודלו בין 0 ל-1: אם הסתברותו של ארוע היא 1 – הוא ארוע ודאי, אם הסתברותו היא 0 – הוא ארוע נמנע, אם הסתברותו 0.5 – הסיכוי שיתרחש שווה לסיכוי שלא יתרחש, וכו'. הסתברותו של ארוע A תסומן $P(A)$. הסתברותו המותנית של ארוע A, מתוך הנחה שארע ארוע B, תסומן $P(A|B)$. ההסתברות של "A וגם B", שווה להסתברות של "B וגם A", ושווה להסתברות של A כפול ההסתברות המותנית של B, אם נתון ש-A. $[P(B \& A) = P(A \& B) = P(A) \cdot P(B|A)]$. כך, לדוגמה, ההסתברות לכך שמחר יהיה יום קר וגם יהיה מעונן שווה להסתברות שמחר יהיה מעונן וגם קר, ושווה להסתברות שמחר יהיה מעונן כפול ההסתברות שאם יהיה מעונן יהיה גם קר.

דברי ימי תורת ההסתברות מגלים תחרות בין שתי השקפות לפחות לגבי טיבה של ההסתברות:¹⁰

א. תורת השכיחות (המכונה גם "הסתברות אמפירית" או "אינדוקטיבית"), המזהה את ההסתברות עם השכיחות היחסית של תופעה בקרב קבוצת מקרים. יתרונה של

9. D. Stripinis "Probability Theory and Circumstantial Evidence - Implications from a Mathematical Analysis" 24 *Jurimetrics* (1981) 59; R. Eggleston *Evidence, Proof and Probability* (2nd ed., 1983) 129.

10. לדין היסטורי מעמיק ראה H. Raiffa *Decision Analysis, Introductory Lectures on Choices under Uncertainty* (1968) 273-278.

תורה זו, על פני התאוריה המתחרה בה, הוא בעיקר באובייקטיביות החיצונית של מסקנותיה, ובכשירותה לשמש בסיס נוח לחישוב מדויק של ההסתברות. ואמנם, לא בכדי היוותה תורת השכיחות תשתית לפיתוחו של חשבון ההסתברויות המתמטי, הנפוץ כל כך במדעים המדויקים ובמדעי החברה.

ב. התורה הלוגית של ההסתברות (המכונה גם "הסתברות תאורתית" או "אפריורית"), המזהה את ההסתברות של הנחה עם דרגת האישור (confirmation) הרציונלי באמיתותה של הנחה. יתרונויה העיקריים של תאוריה זו, הוא בנייתוקה משיקולים אמפיריים-מקריים, בטהירותה הלוגית, ובכשירותה לייחס משמעות מתקבלת על הדעת לדיבור אודות הסתברותם של מאורעות יחידים וחד-פעמיים.

קרנפ¹¹ הבהיר, כי שתי התאוריות אינן תאוריות מתחרות, כי אם מקבילות, דהיינו, שתיהן נכונות זו בצד זו, כאשר הן מטפלות במושגים שונים לחלוטין, אשר מכונים - מחמת אנכרוניזם לשוני - באותו כינוי. "הסתברות 1", לשיטתו של קרנפ, היא דרגת האישור הרציונלי של אמיתות הנחה, או - על פי נסוח אחר - "מנת הימור ההוגנת" (fair betting quotient), כאשר "מנת הימור" היא היחס בין הרווח של מהמר אם ההימור יצליח ובין סכום הרווח וההפסד. מבחינה פורמלית קובע הניסוח של קרנפ כי הסתברות לוגית של h על e נמדדת ע"י היחס בין הטוות של הצרופה "e-h" ובין הטוות של e, כאשר הטוות של משפט כלשהו הוא קבוצת כל תאורי המצב בהם המשפט נכון.¹² לעומת זאת, "הסתברות 2" היא השכיחות היחסית של תופעה בקבוצת מאורעות מקריים. הראשונה - היא תורה לוגית, המתרכזת בבחינת היפותזות ומקרים אינדיווידואליים, והשנייה - תורה אמפירית, ההולמת סטטיסטיקה של מאורעות המוניים, ומבחינה מושגית - אין בין השתיים ולא כלום. לעומתו של קרנפ, יש המצביעים על הקשר ההדוק, שבין שני סוגי ההסתברות, ועל הכרחיותו של כל אחד מהם להבנת טיבו או שימושיותו של האחר. אחרים, אף ניסו ליצור מיווג בין שני סוגים אלה, לכדי תאוריה מקיפה של הסתברות.¹³ ראויה לציון הוכחתו של פופר, בשנת 1938, כי ניתן לפרש את התחשיב המתמטי של הסתברות כשיטה פורמלית לחלוטין, ללא כל הנחות לגבי טיב פונקציה ההסתברות, פרט לעצם עמידתה בכללי תחביר לוגיים מסוימים. השיטה מתישבת, ככזו, עם קריטריונים רבים לפישרה, ובניהם "הסתברות 1" ו"הסתברות 2" של קרנפ.¹⁴

בשתי ההסתברויות, הלוגית והשכיחותית, ניתן לדון באופן בלתי גומרי, כסידרה של כללי מחשבה או כמערכת השוואתית, ולעובדה זו גודעת חשיבות מרובה בתחום המשפטי, מפאת הקושי לכמת הערכות הסתברות בתחום זה.¹⁵ ניתן לראות בתורה

11. R. Carnap *Logical Foundation of Probability* (1950); R. Carnap "The Two Concepts of Probability" 5 *Philosophy and Phenomenological Research* (1956).
12. R. Carnap *The Continuum of Inductive Methods* (1952).
13. ראה לדוגמא 329 *Synthese* (1987) 73 D. Milne "Physical Probabilities".
14. K.R. Popper "A Set of Independent Axioms for Probability" *XLVII Mind* (1938) 275; K.R. Popper *The Logic of Scientific Discovery* (1959) 318 ff.
15. De Finetti "Foresight - Its Logical Laws, Its Subjective Sources" in *Studies in*

הלוגית של ההסתברות שימוש בסימון סמלי לציון מבנה הטיעונים, או דקדוק מובנה ותו לא, אשר איננו מחייב כימות – כי אם אורח דיון מדויק בלבד. השימוש במספרים יכול לשמש, לפי קו חשיבה זה, כהדגמה בלבד של המודל הלוגי.

פשר מקובל להסתברות, קרוב ברוחו להסתברות הלוגית, וחשוב במיוחד בהקשרים משפטיים, הוא הפשר ה"איש" או ה"סוביקטיבי". פשר זה להסתברות עוצב פורמלית בידי פרופ' ליאונרד סווג בשנת 1950.¹⁶ הרעיון העיקרי שבבסיסו הוא, שניתן, באופן הגיוני לשאול אדם כיצד היה נוהג לו היו מציעים לו גמול על ניחוש נכון, בשאלה האם טענה מסוימת כלשהי נכונה או מוטעית. אם האיש מנחש שהטענה נכונה – הסתברותה לדידו עולה על 0.5, ואילו אם הוא מנחש שאינה נכונה – הסתברותה פחותה מ-0.5. רעיון בסיסי זה ניתן להרחבה לכדי טווח שלם של הסתברויות מ-0 ל-1, כאשר הסתברות 0 תייצג סברה סוביקטיבית שהטענה לא נכונה, והסתברות 1 – סברה שהטענה נכונה. ניתן לבנות הסתברויות סוביקטיביות שבין 0 ל-1 על בסיס ההסתברויות השכיחותיות. נניח קבוצה של 101 חבילות בנות 100 קלפים מעורבבים היטב. כל קלף יכל לקבל אחת משתי כותרות: "נכון" ו"לא נכון". בחבילה הראשונה – כל הקלפים מסומנים "לא נכון"; בשניה – אחד מסומן "נכון"; בשלישית – שניים, ובמאה ואחת – כולם מסומנים "נכון". משמעות האמירה שהסתברותה הסוביקטיבית של טענה היא 0.61 היא, שהאדם, בו מדובר, יהיה מוכן להמר על הסתברותה של אותה טענה באותה מידה שיהיה מוכן להמר על כך שקלף, הנשלף מן החבילה הששים ושתים, יסומן "נכון". על סמך הגדרת הסתברות כזאת מקובל לראות בהסתברות את מידת ודאותה של סברה אצל אנשים מסוימים, כגון מושבעים או שופטים, כאשר סגולתה העקרית של סברה זו היא בכך שהיא מצייתת לכללי התחשיב ההסתברותי (שיפורטו להלן), כגון – לכלל שהסתברות הצטברותן של שתי טענות קטנה או שווה להסתברות אחת מהן.¹⁷

הדימוי למשחקי הימורים משקף הנחת מוצא ותיקה, המקובלת על פילוסופים רבים, על פיה "all our lives we are in a sense betting",¹⁸ ואשר ההתמודדות המשפטית בצורך להחליט בתנאי אי-ודאות הושפעה ממנה ללא ספק.¹⁹ ואולם, היו שהשיגו על ערכו של דימוי זה כקנה מידה להכרעה רציונלית. לדברי המשיגים, גם אם תתקבל הטענה שכל

Subjective Probability (1964) 97, 111-118; G. Williams "The Mathematics of Proof" . *Crim. L. Rev.* (1979) 297, 298; Eggleston, *supra* note 9, at p. 177 .L. Savage *Foundations of Statistics* (1950) .16

.T. Fine *Theories of Probability - An Examination of Foundations* (1973); H. Kyburg .17

The Logical Foundations of Statistical Inference (1974); H. Pazcr & L. Swanson *Modern Methods for Statistical Analysis* (1972); B. de Finetti *Theory of Probability* (1975); R. Jeffrey *The Logic of Decision* (2nd ed., 1985)

F. Ramsey "Truth and Probability" (1926) Reprinted in *Studies in Subjective Probability* (H. Kyburg & H. Smokler eds., 1964) 61, 81 .18

.19 ראה דברי השופט הולמס בדעת המיעוט בפרשת *Abrams v. U.S.* 250 U.S. 616 (1919) 660: "All life is an experiment. Every year if not every day we have to wager our salvation upon some prophecy based upon imperfect knowledge"

אדם יכול לנקוב בסכום וביחס שעליו מוכן היה להמר – נשאלת שאלת הערך האובייקטיבי של נכונותו זו. זאת ועוד, טעון מתוחכם יותר עשוי לומר, שלו היו הימורים מתבססים על ידיעת פני הדברים אל נכון – הם לא היו מתקיימים כלל; אלא, ההנחה שבבסיסם היא, שחלק מן המהמרים טועים, ומכאן – שאין כל דרך ראשונית להכריע בין סברות על סמך יחוס הסתברויות.²⁰ נראה, שהשגות אלה נובעות מהבנה פשטנית מדי של הדימוי להימור. לית מאן דפליג שתבר מושבעים, למשל, אינו רואה עצמו כמהמר על סיכויי נכונות גרסה, אלא ההימור הינו אך משל לאקסיומות של תורת ההסתברות ולהחלתן על הערכות בלתי שיטתיות של הסתברות.²¹ הגדרת ההסתברות הסובייקטיבית על סמך ההימור ההיפותטי אינה אלא אידאליזציה. ניתן ליצור הסתברות סובייקטיבית אף של דבר מה שלא ניתן להמר עליו (כגון קיום חיים שלאחר המות),²² וכל משמעותה של זו היא בסגולתה לציית לכללי התחשיב ההסתברותי.

תורת ההסתברות הסובייקטיבית שמשה, איפוא, בסיס לרעיון של שימוש בהסתברות כמשפט, עוד מראשית דרכו.²³ עם זאת, היו סברו שאין כל צורך בתרגום הסתברויות אובייקטיביות לסובייקטיביות, וכי גם האחרונות ניתנות להעמדה על הראשונות. על פי דעה זו, הסברה שהסתברות נכונותה של גרסה שווה להסתברות אי נכונותה ניתנת תמיד להעמדה על מנין של מקרים ממשיים, התומכים בגרסה, לעומת מקרים התומכים בשלילתה, אף אם קשה – כמבט ראשון – לזהות מקרים אלה.²⁴ קל להראות את המשגה בדעה זו, תוך הצבעה על הסתברויות סובייקטיביות שאינן מסוגלות, אפילו תאורתית, להעמדה על מנין שכיחותי כלשהו, וניתן אף לסבור כי הסתברות סובייקטיבית תהיה שונה, במקרים המתאימים, מתוצאת המנין השכיחותי.²⁵

בתחום המשפטי מובן, כי נדיר השימוש בסטטיסטיקה ממש, כלומר, בקבלת החלטות על בסיס בדיקה שיטתית של שכיחותם היחסית של מקרים בקבוצות גדולות. לעומת

20. L.J. Cohen "The Role of Evidential Weight in Criminal Proof" 66 *B.U.L. Rev.* (1986) 635, 645.

21. S. Skyrms "Higher Order Degrees of Belief" in *Prospects of Pragmatism* (D. Mellor ed., 1980) 109, 115-116.

22. וראה הגדרתו של I. Hacking *Logic of Statistical Inference* (1965) 215-216, על פיה ההימור בו מדובר הוא הימור "עם ישות כל יודעת".

23. ראה V.C. Ball "The Moment of Truth - Probability Theory and Standards of Proof" 14 *Vand. L. Rev.* (1961) 807; A. Cullison "Probability Analysis of Judicial Fact-Finding - A Preliminary Outline of the Subjective Approach" 1 *U. Chi. L. Rev.* (1979) 34, 43-44.

24. Finkelstein & Fairley "A Bayesian Approach to Identification Evidence" 83 *Harv. L. Rev.* (1970) 489, 504; Broun & Kelly, *supra* note 5, at p. 31; J. Kaplan "Decision Theory and the Fact-Finding Process" 20 *Stan. L. Rev.* (1968) 1065, 1073; H. Kyburg *Probability Theory* (1969) 187; D. Lindley *Introduction to Probability and Statistics from a Bayesian Viewpoint* (1965) 38-41.

25. Tribe, *supra* note 8, at p. 1349.

זאת, מסתמכים מקבלי ההחלטות העובדתיות כמשפט, באופן טיפוסי, על נסיונם המצטבר, כפי שהטביע חותמו על מאגר הידע שלהם, באופן בלתי שיטתי.²⁶ הסתמכות כזאת, יש שרואים אותה כצורה פרימיטיבית של מנין שכחתותי משוער, ויש שרואים בה בסיס להסתברות סובייקטיבית עצמאית, ומכל מקום – אין להכחיש את קיומה.²⁷ חשוב להדגיש – כי אין הדברים אמורים בחריג המצומצם של "ידיעה שיפוטית" בלבד, כי אם בשימוש התדיר שנעשה בנסיון החיים בעת הערכת "סבירויות" שונות, בעת בחינת משמעותן של מילים וביטויים,²⁸ בקביעות עובדתיות המשמשות תשתית להכרזות של מדיניות שיפוטית,²⁹ ואגב בדיקת מהימנותן של עדויות.³⁰ לעתים קרובות, מוצג נסיון מצטבר תמציתי לבית המשפט באמצעותו של עד או של עד מומחה. כמעט כל עדות והתכוננות עוברות במסגרת של נסיון החיים של המתבונן: ויהיו אדם כ"קשיש" על סמך מראהו או כ"שיכור" או כ"מסומם" מתבססים על נסיון החיים בלבד. בדומה לכך, העד המומחה מעיד על סמך נסיונו המצטבר, אף אם נסיון זה לא תועד באופן שיטתי.³¹ אסמכתא העשויה לשמש לניגוח היישום של ההסתברות הסובייקטיבית הבלתי סטטיסטית כמשפט היא פסק הדין המפורסם בענין

26. ראה דכרי סיר אוון דיקסון בפס"ד 367, 375 C.L.R. (1936) *Martin v. Osborne*, בהם מתוארת ההסתברות הנחוצה להרשעה על סמך ראיות נסיבתיות: "The probability or increased probability judged rationally upon common experience".
27. "In seeking to ascertain the unknown from the known, a judicial tribunal is called upon to use, apply, reflect upon, and compare a great body of facts and ideas of which it is already in possession, and of which no particle of 'evidence' strictly so called is ever formally presented in court" [J. Tayer *Preliminary Treatise On Evidence At Common Law* (Boston, 1898) 270].
28. Eggleston, *supra* note 9, at p. 144.
29. ראה פסק דין 78 (1958) 358 U.S. *Hawkins v. U.S.*, בו קבע בית המשפט, כי עדות של אדם בהליכים פליליים נגד בן זוגו אינה קבילה, מן הטעם שעדות כזו "עלולה להרוס כמעט כל נישואין". מובן, שביהמ"ש לא קבל ראיות להוכחת עובדה זו. וראה פרשנותו של א' הרנון דיני ראיות חלק שני (תשל"ז), 48.
30. ראה פסק דין 49 (1892) 105 U.S. *Head v. Hargrave*, בו נפסק, כי על אף שהמושבעים חייבים להניח, "Aside their own general knowledge and ideas in desiding a case, although they cannot act in any case upon particular facts material to its disposition resting in their private knowledge, but should be governed by the evidence adduced, They may, and to act intelligently they must, judge of the weight and force of that evidence to their own general knowledge of the subject of inquiry", וכך ראה את פסק הדין *Jacksonville M.P. Ry & Nav. Co. v. Hooper*, בו אושרה הנחייה לחבר המושבעים, על פיה "In coming to conclusion, the jury should consider the testimony in the light of their own experience and knowledge". *Jenny Electric Co. v. Branham* 41 N.E. 448 (1895) 451.
31. ראה Eggleston לעיל הערה 9, בע' 148-153 ומקורות שם.

Agent Orange.³² באותו מקרה נדחתה חוות דעתו של מומחה רפואי, אשר בוססה על נסיונו המקצועי המצטבר, וזאת - בהעדר אסמכתא סטטיסטית אשר תאשש דיאגנוזה שעשה. ואמנם, פסק דין זה זכה לביקורת נוקבת בספרות המשפטית,³³ ובצדק - שהרי קשה יהיה לטעון שאין מקום לשימוש בתצפית בלתי שיטתית במשפט, גם מנקודת מבט התומכת בישומים הסתברותיים במשפט,³⁴ ואולי דוקא מנקודת מבט כזאת. דימויו של המשפט להימור עורר, כאמור, מחלוקת חריפה. כאשר תאורתיו של קבלת החלטות מסביר ללקוחו, איש עסקים, מהי המשמעות של התייחסות לוגית נוקשה להערכות ההסתברות הסובייקטיבית - ניחא, טוענים המבקרים, ברם, כשמדובר בבימ"ש או בחבר מושבעים - שומה עליהם לנקוט גישה אחראית יותר, שכן תוצאות ההחלטה שלהם הן באחריותה של החברה כולה, ויש להצדיקן באופן אובייקטיבי.³⁵ גם כתיזה שבפסיכולוגיה, יאמרו מבקרים אלה, ראייתו של השופט כמהמר נגד יריב דמויני, או כפועל באופן דומה לזה, היא ספקולטיבית, אולם כתאוריה נורמטיבית היא פסולה בתכלית. הסתברות סובייקטיבית עשויה להיות, לכל היותר, דיווח אודות מצבו הפסיכולוגי של שופט, לגבי נכונותו להמר, וככזה היא חסרת ערך. התשובה של חסידי ההסתברות הסובייקטיבית,³⁶ על פיה יכל אדם לשכנע את חברו בנוגע להסתברות הסובייקטיבית של טענה מסוימת לגבי אותו חבר, איננה משיבעת רצון, שכן אף היא לא מספקת דרך אובייקטיבית להכרעה בין מסקנות עובדתיות.³⁷ השאלה העיקרית, טוענים המבקרים, היא הצדקתן האובייקטיבית של סברות סובייקטיביות. התומכים בשימוש בהסתברות סובייקטיבית, לעומת זאת, מבהירים כי את הקריטריון לתקפות אובייקטיבית אין לחפש בתאוריה ההסתברותית עצמה, אלא בעקרונות משפטיים או אפיסטמולוגיים. השיטה עצמה אינה מספקת קריטריון לתקפות ואינה שוללת קריטריון כלשהו, אלא אך מהווה שיקוף נכון וראוי של פני הדברים, אשר הצדקתו נעוצה בשיקולים פילוסופיים שמחוץ לה.³⁸ שיקולים אלה עשויים לקשר בין הסתברות סובייקטיבית במוחם של מושבעים ובין אמת אובייקטיבית, וזאת - מתוך הנחה שאין בנמצא הכרה בלתי אמצעית של אמת אובייקטיבית, אלא דרך תודעותיהם של בני אדם.

32. In Re "Agent Orange", Prod. Liab. Litig., 611 F. Supp. 1223, 1267 (1985). כמוכן, ראה ספרו של P. Schuck *Agent Orange On Trial* (1986), העוסק כולו בפרשה זו.
33. C. Nesson "Agent Orange Meets The Blue Bus - Fact-finding at the Frontier of Knowledge" 66 B.U.L. Rev. (1986) 521.
34. Williams, *supra* note 15, at p. 300.
35. R. Lempert "The New Evidence Scholarship - Analysing The Process of Proof" 66 B.U.L. Rev. (1986) 439, 445, note 22.
36. D.H. Kaye "Paradoxes, Gedanken Experiments and the Burden of Proof - A Response to Dr. Cohen's Reply" *Ariz. St. L. Rev.* (1981) 635, 644.
37. Cohen, *supra* note 20, at p. 647-648.
38. D. Mellor *The Matter of Chance* (1971) XII; D.H. Kaye "Do We Need A Calculus of Weight To Understand Proof Beyond A Reasonable Doubt" 66 B.U.L. Rev. (1986) 657, 670-671.

תאורמת ביס והביסיאניזם

נוסחה חשובה מאד בתורת ההסתברות היישומית היא הנוסחה הידועה בכינוי "התאורמה של Bayes", אשר נוסחה במחצית המאה ה-18.³⁹ נבהיר להלן, בקליפת אגוז, את העקרון שביסוד התאורמה. בעוד החישוב ההסתברותי השכיח – ענינו ניתוח התרחשותו של ארוע עתידי, על סמך ידיעת טיב הסיטואציה, בה הוא עתיד להתרחש, ענינה של התאורמה של Bayes במצב הפוך, כלומר – בזיהוי הסיטואציה בה מדובר, על סמך צפייה בארוע מקרי. הדברים יובהרו היטב באמצעות דוגמא.

נניח, שאנו יודעים כי ברשותנו שתי מטבעות: מטבע "כשרה", שבה הסתברות של 0.5 (50%) לקבלת "עץ" בוריקה בודדת, ומטבע "כוזבת", שבה הסתברות של 0.8 (80%) לקבלת "עץ" בוריקה בודדת, ונניח כי איננו יודעים איוז מבין שתי המטבעות נמצאת בידנו. טרם ערכנו ניסוי כלשהו – כל שנוכל לומר הוא, כי ההסתברות לכך שאנו מחזיקים במטבע הכוזבת הינה 0.5 (50%) (משום שהסיכוי לבחור בכל אחת משתי המטבעות זהה). ההסתברות לקבלת "עץ" בוריקה מקרית של מטבע, הנבחרת כאקראי מבין שתי המטבעות, (מבלי לדעת איוז מטבע נבחרה) הוא 0.65 (ערך המיצוע בין 0.5 ו-0.8).

אם נטיל מטבע, שנבחרה באופן אקראי, ואשר לא זוהתה על ידינו כאחת משתי המטבעות, ונקבל בהטלה זו "עץ", תהיה בכך אינדיקציה מסוימת עבורנו, לכך שנטלנו דוקא את המטבע הכוזבת. אמנם, ייתכן כי המטבע שברשותנו היא המטבע הכשרה, דוקא, אולם קבלת תוצאת "עץ" בוריקה הבודדת מחזקת במשהו את ההנחה שמדובר במטבע הכוזבת, שכן היא מתיישבת עם מסקנה זו יותר מאשר עם המסקנה שמדובר במטבע הכשרה. במושגים כמותיים, התאורמה של Bayes קובעת, כי ההסתברות לכך שאנו מחזיקים במטבע הכוזבת (הסתברות, שהיתה, טרם קבלת המידע הנוסף בדבר תוצאות זריקת המטבע, 0.5), הוכפלה בהסתברות לקבלת "עץ" במטבע הכוזבת (0.8), חלקי ההסתברות לקבלת "עץ", כשאיננו יודעים איוז מטבע נזרקת (0.65). ההסתברות לכך שאנו מחזיקים עתה במטבע הכוזבת היא, על כן,

$$\frac{0.5 \times 0.8}{0.65} = 0.615$$

דהיינו – 61.5%.

ניתן לומר, איפוא, כי ההסתברות שמאורע A יתרחש, בהנחה שידוע שמאורע B כבר התרחש, הינה הסתברות התרחשותו בלעדי המידע בדבר התרחשות B, כפול

39. התאורמה הוצגה לראשונה על ידי הכומר T. Bayes "An Assay Toward Solving A Problem In The Doctrine of Chances" 53 Phil. Transactions Royal Soc. (1763) 370, Reprinted in U.S. Dept. of Agriculture Facsimiles of Two Papers By Bayes (1940). גם לעצם ההצעה להשתמש בתאורמה להערכת חומר ראיות על בסיס שילוב של ניתוח אינטואיטיבי ושל הסתברות שכיחותית ישנם שורשים היסטוריים עמוקים: J. Venn The Logic of Chance (3rd ed., 1868) Ch. 16-17.

ההסתברות לארועו של B בהנחה ש-A, חלקי ההסתברות ש-B יתרחש, כלעדי המידע בקשר ל-A.

$$P(A | B) = \frac{P(A)P(B | A)}{P(B)}$$

$P(A | B)$ מכונה "הסתברות פוסטרירורית", ו- $P(A)$ - "הסתברות אפריורית" (דהיינו, כזו המוקדמת להוספת המידע הניסויי הנוסף). הוכחה בלתי פורמלית של התאורמה על סמך הגדרת ההסתברות המותנית היא כדלקמן:

$$P(A \& B) = P(B) \cdot P(A | B)$$

$$P(A \& B) = P(A | B)$$

$$P(B)$$

$$P(A) \cdot P(B | A) = P(A | B)$$

$$P(B)$$

ניסוחה המתמטי של התאורמה הינו כללי יותר, בכך שהוא חל על סדרה של מספר ארועים, ולא דוקא על המקרה של שני ארועים.⁴⁰ חשיבותה הרבה ושימושיותה של הדוקטרינה הוא במה שהיא מאפשרת לכמת את השינוי, אשר מחוללת תוספת מידע רלבנטי, בשיקולים הנוגעים להסתברותו של ארוע בלתי ידוע.

עיקר כחה של תאורמת ביס נובע מן האפשרות להשתמש בהסתברות אפריורית שאינה על בסיס של הסתברות שכיחותית. אם ההסתברות האפריוריות תהיה סובייקטיבית והמידע הנוסף שכיחותית, תתן תאורמת ביס נתון משוקלל, הממוזג בין השנים לכדי הסתברות סובייקטיבית חדשה. כך, גם מאפשרת תאורמת ביס קשר הדוק בין נתונים שכיחותיים-סטטיסטיים לבין ענין אינדיווידואלי ריאלי, שכן ההסתברות הסובייקטיבית מתיחסת על פיה לענין האינדיווידואלי, "ומתוקנת" באמצעות מידע סטטיסטי. השימוש בתאורמת ביס ליצירת קשר בין סטטיסטיקה ובין ארועים אקטואליים יודגם להלן. יצוין, עם זאת, ששימוש זה איננו נקי ממחלוקת. אנשי מדעי

40. אם המארעות A_1, A_2, \dots, A_n הם זרים ואיחודם מהווה מאורע ודאי, קיים לגבי מאורע B כלשהו, שהסתברותו גדולה מ-0,

$$P(A | B) = \frac{P(B | A_k)P(A_k)}{\sum_{j=1}^n P(B | A_j)P(A_j)}, \quad (k = 1, 2, \dots, n)$$

הטבע אינם ששים להשתמש בטכניקות, המבוססות על תאורמת ביס, ומעדיפים חישוב שכיחותי טהור, אשר מידת האובייקטיביות שלו מובטחת מראש.⁴¹ אפילו חסידי השימוש בטכניקה זו מודים בכך שהיא לא קנתה לה שליטה מלאה בעבודות המדעיות השגרתיות.⁴² עם זאת, נראה כי מאז פרסום עבודתו הנזכרת לעיל של L. Savage הביסיאניזם מקובל בספרות הסטטיסטית החדשה כתאוריה מקיפה וכוללת, המתארת נכונה את אופן החשיבה הראוי בתחומים, בהם לא תצלח מדידת שכיחות.⁴³ להלן אדגים את ההשלכות המעשיות של נקיטה בקו חשיבה, המסתמך על שילוב זה שבין הסתברות סובייקטיבית ובין תאורמת ביס. קו חשיבה זה יכולה בהמשך "ביסיאניזם", ואילו קו החשיבה, המסתמך על חישוב שכיחותי גרידא, יכולה "שיטה הסתברותית שכיחותית".

זיהוי על סמך סימני זיהוי

בעיה תאורתית, אשר נידונה רבות בספרות המשפטית ובפסיקה מצד אחד, ובספרות המתמטית – סטטיסטית מצד שני, היא בעית חישוב הסתברות זיהוי של אדם על סמך סימנים מזהים. יש בבעיה זו כדי להמחיש את מידת הסיבוך הכרוכה בשימוש אקטואלי בחישובים מתמטיים בשטח המשפט, ואף כדי להדגיש את ההבדל העקרוני בין השיטות ההסתברותיות ה"קלאסיות" ובין הטכניקה הביסיאנית.

פסק הדין, אשר עמד במרכז המחלוקת המשפטית בנושא זה, הוא פסק הדין של בית המשפט העליון בקליפורניה בפרשת Collins.⁴⁴ המדובר היה באישום פלילי בגין שוד, אשר עובדותיו היו כדלקמן:

קרוב המקרה ועד נוסף מסרו כי בחורה צעירה דחפה בסמוך לשעה 12:00 את הנשדדת, וחטפה את ארנקה, שבו מאות דולרים. הבחורה, בעלת שער בלונדיני אסוף כ"זנב סוס", נמלטה מן המקום ונכנסה למכונית צהובה בעלת גג בצבע לבן, שחנתה בסמוך. המכונית היתה נהוגה בידי גבר שחור בעל זקן ושפם. אנשי המשטרה עצרו את שני הנאשמים כשהבחינו במכונית צהובה בעלת גג לבן חונה בסמוך לביתם, ולאחר שמצאו כי שניהם עונים לתאור. בחקירתה, מסרה הבחורה החשודה כי עזבה את מקום עבודתה בשעה 13:00, אולם מעבירה מסר כי עזבה בשעה 11:30. כמו כן התברר ששני בני הזוג נישאו שבועיים קודם לכן, כשסכום נכסיהם המשותפים מוערך ב־12 דולרים, אולם למחרת השוד שילם הבעל חובות בסכום של כמה מאות דולרים. שני בני הזוג לא קיבלו משכורות במקומות העבודה שלהם מאז חתונתם. הבעל מסר בחקירה כי הסכום הגיע לידיו מכספי זכיה בהימורים, ואילו האשה טענה שהיא השתכרה סכום זה במקום עבודתה (אולם טענתה הופרכה, כאמור).

התובע זימן כעד מומחה מרצה למתמטיקה, אשר יבהיר למושבעים כיצד לשלב הערכות בדבר הסתברות. ההנחיות שניתנו לעד התייחסו להערכת הסתברויות לגבי

41. B. Efron "Why Isn't Everyone A Bayesian?" 40 Am. Statistician (1986) 1.

42. Degroot "A Conversation With David Blackwell" 1 Statistical Sci. (1986) 40, 48.

43. Hacking, *supra* note 4, at p. 15.

44. *People v. Collins* 66 Cal. Rptr. 497, 498 P. 2d 33 (1968).

חלק מחומר הראיות (שכן לא ניתן לכמת את ערכם הראייתי של שקרי נאשם, למשל).
ההערכות, שהוצגו כהנחות בפני העד, היו כדלקמן:

לוח מס' 1: ההסתברויות שהוצגו בפס"ד Collins

הסתברותה	תופעה
1/10	מכונת צהובה בעלת גג לבן
1/4	גבר משופם
1/10	בחורה בעלת שער "זנב סוס"
1/3	בחורה בלונדינית
1/10	גבר שחור בעל זקן
1/1000	זוג מעורב יושב במכונת

העד המומחה מסר, על סמך ההנחות שהוצגו לו, כי אם תופעות אלה הן מאורעות בלתי תלויים זכ"ז, ההסתברות שהתרחשו יחדיו היא כמכפלת הסתברויותיהן בנפרד, דהיינו:

$$1/10 \times 1/4 \times 1/10 \times 1/3 \times 1/10 \times 1/1000 = 1/12,000,000$$

בהתיחס לעדות זו טען התובע בסיכומיו כי הערכת ההסתברויות לא היתה מופרות לרעתם של הנאשמים, וזאת – בפנותו לנסיון החיים של המושבעים. לפיכך, טען התובע, קיים סיכוי של 1:12,000,000 לכל היותר לחפותם של שני הנאשמים.⁴⁵ ואמנם, על סמך טעון זה פסקו המושבעים כי הנאשמים אשמים.

בית המשפט העליון במדינת קליפורניה ציין כי לא ניתנה הוכחה כלשהי לחוסר התלות ההסתברותית בין התופעות השונות, וכי נושא זה אף לא נדון כלל במשפט. משום כך, קבע בית המשפט, הכפלת ההסתברויות היתה מוטעית, וראוי היה לבכר על פניה שימוש מתוחכם יותר בהסתברויות מותנות. עם זאת, הפגם העיקרי שמצא בית המשפט העליון בקו הטעון של התביעה נוסח כדלקמן:

"The prosecution's approach, however, could furnish the jury with absolutely no guidance on the crucial issue: Of the admittedly few such couples, which one, if any, was guilty of committing this robbery? Probability theory necessarily remains silent on that question, since no mathematical equation can prove beyond a reasonable doubt,... That only one couple possessing those distinctive characteristics could be found in the entire Los Angeles area".⁴⁶

ביהמ"ש המחוזי בקליפורניה טעה, איפוא, בכך שלא הבדיל בין ההסתברות הנמוכה להופעת צרוף הסימנים המזהים לבין ההסתברות לחפותם של בני הזוג. ראשיתה של

45. שם, בע' 501.

46. שם, בע' 504.

טעות זו – בשגיאה הלוגית, אשר היתה גם מנת חלקו של אחד מבתי המשפט הכושלים ביותר בהיסטוריה – ביהמ"ש שדן בענינו של אלפרד דרייפוס. כזכור, היתה אחת מראיות התביעה העקריות באותו משפט חישוב הסתברותי (על דרך של הכפלת הסתברויות), אשר נועד להוכיח את חוסר הסבירות שבמציאת מספר תופעות גרפיות במסמכים שניסח דרייפוס, בהנחה שאינם מכילים קוד סמוי.⁴⁷ כאשר M. Poincaré, המתמטיקאי המפורסם, העיד כעד הגנה – כי התוצאה המסתברת ביותר הינה עצמה בלתי מסתברת, נתקלה הערתו בביטול.⁴⁸ אולם לימים הוכיח פרופ' Painlévé כי לו היו עדויותיו של Racine נבחנות על פי המבחן שבו נבחנו על ידיו מכתביו של דרייפוס – היה אף הוא מוכרז כבוגד.⁴⁹

להמחשת הענין נניח אוכלוסיה, אשר שלישי מתושביה שחורי שער, שלישי בהירי שער ושלישי אדמוניים. נניח שעברין זוהה כאדמוני, היעלה על הדעת שביהמ"ש יאמר, לגבי כל אדמוני מקרי שיתפס, שההסתברות לחפותו היא $1/3$?

ההסתברות לחפותו של בעל סימן מזהה כרוכה, איפוא, בחישוב מורכב יותר, אשר על טיבו יש לעמוד. חישוב כזה חייב להתמקד בסיכויי החפות של החשוד בעל הסימנים המזהים ולא בסיכוי למצוא באקראי אדם בעל סימן זה.⁵⁰ הוא הדין בזיהוי חפצים דוממים: אם כגד של קרבן נבדק, באמצעות זיהוי 100 רכיבים אפיינים בסיביו, ונמצאים 10 רכיבים מעין אלה על כפות ידיו של חשוד – אין די בחישוב הסיכוי לקבל באקראי 10 רכיבים זהים כלשהם מבין 100 רכיבים! להמחשתה התאורתית הפשוטה של בעיה זו הציג אגלסטון את הדוגמה הבאה:⁵¹ נניח שעבירה בוצעה בחברה סגורה, כך שמספר החשודים ידוע, וכן ידועה שכיחות התכונה על פיה מחפשים את העברין. מהם הסיכויים, כתנאים אלה, שבעל התכונה המזהה שבידינו הינו העברין. לשם פישוט הענין, נניח אנו כי ישנם 2 חשודים בלבד,⁵² כי העבירה בוצעה בידי איש אדמוני, וכי שכיחותם של אדמונים באוכלוסיה הכללית היא $1/3$.⁵³ לשם השוואת הדוגמא למקרה של Collins עלינו להניח שבלתי מעשי לבדוק מי מבין החשודים אדמוני (פרט לחשוד היחיד שיתפס).

47. ראה עדויות בפרוטוקול מיום 18.1.1889 ו-4.2.1889, מדווחות במוסף המיוחד ל-*Le Petit Temps* (Paris), April 22, 1899.

48. ראה *Le Documents Judiciaire De L'Affaire Dreyfus, La Revision Du Proces Rennes* (1909).

49. E.B. Mode "Probability and Criminalistics" 58 *Am. Statistical Ass. J.* (1963) 628, 639.

50. A.D. Cullison "Identification By Probabilities and Trial By Arithmetics" 6 *Hou. L. Rev.* (1969) 471, 506-509.

51. Egglestone, *supra* note 9, at p. 171-176, 241-246.

52. בדוגמא של אגלסטון ישנם 100 חשודים.

53. אגלסטון מניח צרוף של מספר תכונות בלתי תלויות, ומחשב (על דרך הכפלה) את הסתברות הופעתו של צרוף כזה.

על פני הדברים, מובן כי העובדה ששליש מן האוכלוסיה הם אנשים אדמוניים, אין משמעה כי במקרה שישנם שלושה חשודים, למשל, ונתפס אחד מהם, שהסתבר להיות אדמוני, רשאים אנו להניח כי מי שנתפס הוא העבריין. בכל מקרה – יתכן שישנם בקרב שלושת החשודים שני אדמונים או שלושה. כך גם בדוגמת פסק דין Collins, אף אם נניח סיכוי של 1 חלקי 12,000,000 להמצאות צרוף תכונות מסויים, עדין הסיכוי שבאוכלוסיה של 12,000,000 ימצא בדיוק אדם אחד בעל צרוף זה (ולא שנים או אפס) הוא קטן למדי. הסיכוי להמצאות אדמוני אחד בדיוק מבין שלושה חשודים, כשהסתברות הופעתו של אדמוני היא 1/3, תהיה מכפלת ההסתברות למציאת אדמוני (1/3) בהסתברות ששני האחרים לא יהיו אדמוניים $(2/3 \times 2/3)$, דהיינו – 4/27.⁵⁴

בדוגמת שני החשודים, נסמן, איפוא, 8 אפשרויות כדלהלן, בהנחה שהסיכוי האפריורי שאחד מן השנים הוא העבריין הינו 0.5. האפשרויות השונות מתיחסות למצב הקיים, טרם קבלת הידיעה בדבר היותו של העבריין אדמוני, ועל פיהן נדון במספר דרכי חישוב אפשריות להסתברות אשמתו של החשוד האדמוני.

לוח מס' 2: הסתברויות היפותטיות בדוגמת זיהוי העבריין

הסתברותה של האפשרות	חשוד ב	חשוד א
$1/2 \times 1/3 \times 1/3 = 1/18$	אדמוני חף	1. אדמוני עבריין
$1/2 \times 1/3 \times 1/3 = 1/18$	אדמוני עבריין	2. אדמוני חף
$1/2 \times 1/3 \times 2/3 = 2/18$	בלתי אדמוני חף	3. אדמוני עבריין
$1/2 \times 1/3 \times 2/3 = 2/18$	בלתי אדמוני עבריין	4. אדמוני חף
$1/2 \times 1/3 \times 2/3 = 2/18$	אדמוני חף	5. בלתי אדמוני עבריין
$1/2 \times 1/3 \times 2/3 = 2/18$	אדמוני עבריין	6. בלתי אדמוני חף
$1/2 \times 2/3 \times 2/3 = 4/18$	בלתי אדמוני חף	7. בלתי אדמוני עבריין
$1/2 \times 2/3 \times 2/3 = 4/18$	בלתי אדמוני עבריין	8. בלתי אדמוני חף
1		סה"כ

שיטת חישוב אחת, היא זו שהוצעה ע"י ביהמ"ש העליון של קליפורניה בפרשת Collins, והוצגה כביקורת מנחה כלפי פסה"ד של הערכאה הראשונה. על פי חישוב זה ניתן להניח, משהובאה הידיעה בדבר היותו של העבריין אדמוני, כי ישנו לפחות אדמוני אחד בקבוצת החשודים, ויש לבדוק על סמך הנחה זו מהו הסיכוי להיותם של שני אדמונים. על פי שיטה זו, שזכתה לעיבוד בידי Cullison,⁵⁵ ואף לתמיכתם העקרונית של אחרים,⁵⁶ יש להתעלם משתי האפשרויות בהן ישנם שני בלתי אדמונים בקבוצת

⁵⁴. Egglestone, *supra* note 9, at p. 168.

⁵⁵. ראה לעיל הערה 50.

⁵⁶. ראה Tribe, *supra* note 8, at p. 1337; K. Kreith "Mathematics, Social Decisions and the Law" 7(3) *Inter. J. of Math. Education in Sci. & Tech.* (1976) 315, 318. וכך ראה, עוד לפני פסק דין Collins, המלצה ברוחו זו אצל C.R. Kingston "Application of Probability Theory to Criminalistics" *Am. Statistical Ass. J.* (1965) 75.

החשודים, ולהתיחס אך ורק לאפשרויות 1-6. המידע הנוסף מתבטא – איפוא, בצמצום האפשרויות, להן יש לתת את הדעת. מאחר שכעת רק האפשרויות 1-6 באות בחשבון, יש לשקלל את הסתברויותיהן באופן פרופורציוני, כך שתסתכמה ב-1. במקרה זה, בו נותרו לשיקול דעתנו אפשרויות, שסכום הסתברויותיהן $10/18$, יש להכפיל את הסתברותה של כל אפשרות ב- $18/10$ (כדי להגיע ל-1 סה"כ). לפיכך, תהא טבלת האפשרויות המעודכנת כדלקמן:

אפשרות 1 – $1/10$, אפשרות 2 – $1/10$, אפשרות 3 – $2/10$, אפשרות 4 – $2/10$,
אפשרות 5 – $2/10$, אפשרות 6 – $2/10$.

כעת, קובעת השיטה, נותרו האפשרויות בהן יש אדמוני אחד, והאפשרויות בהן יש שני אדמונים: במקרה הראשון ודאי שהחשוד האדמוני שבידינו הוא העבריין, ואילו במקרה השני ההסתברות לכך שהוא העבריין היא 50%. ההסתברות לכך שהאיש שבידינו הוא העבריין הינה, על כן:

$$0.9 = 2/10 + 2/10 + 2/10 + 2/10 + 2/10 : (1/10 + 1/10)$$

ביקורת כלפי פתרון זה⁵⁷ תאמר, כי פחות מדי אפשרויות נשללו, דהיינו, כי לא נכון היה לשלול אך ורק את האפשרויות, בהן אין אדמונים בקרב החשודים, אלא ראוי היה לשלול את כל האפשרויות, המניחות שחשוד מסוים אינו אדמוני.

טול, לדוגמא, מקרה שבו אדם זורק שתי מטבעות כשרות, מציץ בהן, אומר לחברו כי לפחות אחת משתי המטבעות נפלה על הצד "עץ", ומבקש ממנו לנחש מה הסיכוי שישנן שתי מטבעות שנפלו על צד "עץ". מקרה זה, ניתן לטעון, מתאים לשיטת החישוב המוצעת, ומביא למסקנה, כי החבר המנחש צריך לענות כי ההסתברות היא $1/3$.⁵⁸ דא עקא, טוענת הביקורת, שהמקרה שלפנינו אינו דומה לדוגמא זו, כי אם לדוגמא, שבה מגלה האיש לחברו מטבע שנפלה על "עץ", ושואל אותו מה ההסתברות לכך שגם השניה היא "עץ". במקרה שני זה – תהיה ההסתברות של המטבע השנייה לפול על "עץ" $1/2$, שכן נכון יהיה לשלול את האפשרות ששתי המטבעות הן "פל" וכן את האפשרות שהראשונה "פל" והשנייה "עץ". ואילו מכין שתי האפשרויות הנותרות – לכל אחת ישנה ההסתברות זהה.

שיטה אחרת מתבססת, על כן, על חישוב ההסתברות שאין אדמונים חפים. שיטה זו⁵⁹ תניח כי ההסתברות לכך שלא יהיו אדמונים חפים הוא $2/3$, ואילו ההסתברות לכך שיהיה אדמוני חף אחד הוא $1/3$. מאחר שאם יש אדמוני חף אחד, ההסתברות לכך שהחשוד שנתפס הוא חף היא $1/2$, תחושב ההסתברות הכללית לאשמתו של הנתפס

57. וראה Finkelstein & Fairley, *supra* note 24, at p. 492-494; Eggleston, *supra* note 9, at p. 243-244.

58. ישנה הסתברות של $1/4$ לשני "עץ", הסתברות של $1/4$ לשני "פל", והסתברות של $1/4 + 1/4$ למקרה שאחד "עץ" ואחר "פל". מאחר שפסלנו את האפשרות השנייה, הכפלנו כל הסתברות ב- $4/3$ ונותרה הסתברות של $1/3$ לאפשרות הראשונה.

59. ראה Eggleston, *supra* note 9, at p. 242.

כדלקמן:

$$60 \frac{2}{3} + \frac{1}{3} \times \frac{1}{2} = \frac{5}{6}$$

משמעות השיטה הזו הינה, כי בנוסף לאפשרויות מס' 7 ו-8, אשר נפסלו על פי השיטה הקודמת, יש לפסול כעת אף את אפשרויות מס' 4 ו-5, כלומר, את כל האפשרויות בהן העבריין אינו אדמוני. במצב זה תוותרנה האפשרויות 1, 2, 3 ו-6 בלבד. לגבי האפשרויות 3 ו-6, ברור שהאדמוני הוא גם העבריין, ואילו לגבי האפשרויות 1 ו-2 - רק באחת משתייהן האדמוני שנתפס הוא העבריין. ההסתברות שהאלמוני שנתפס הוא העבריין תהיה, איפוא,

$$18/6 \times ((1/18 + 1/18) \times 1/2) + 2/18 + 2/18 = 5/6$$

שכלול מסוים של גישה זו הוצע ע"י סמית וצ'רו, ⁶¹ וכונתה "פתרון היפרגאומטרי". פתרון זה מאפשר את החישוב גם בהנחה (הבלתי ריאליסטית, על פי רוב) של ידיעת שכיחויות תוכנת האדמוניות באוכלוסייה השולית עצמה, להבדיל מן האוכלוסייה הכללית, שהחשודים הם חלק ממנה.

שיטות החישוב שהוזכרו עד כה משתמשות בטכניקות ההסתברותיות ה"קלאסיות", דהיינו, הן מבוססות על מניין המקרים האפשריים וחיבור הסתברויותיהם. החסרון העיקרי של שיטות אלה, ביחס לטכניקה הביסיאנית, הוא חוסר הקשר לנסיבות האקטואליות של המקרה, כפי שיודגם להלן.

Lindley ⁶² הציע פתרון, המהווה הרחבה של תאורמת ביז. על פי הפתרון שלו יש לחשב את ההסתברות הפוסטרירוריות לאשמתו של פלוני בהנחה שהוא אדמוני, כמכפלת ההסתברות האפריורית לאשמתו (דהיינו, הסתברות אשמתו כטרם קבלת הידיעה כי העבריין אדמוני) בהסתברות שהעבריין אדמוני (במקרה שלפנינו - 1), חלקי ההסתברות האפריורית לכך שפלוני אדמוני, בהנחה שידוע שלפחות אחד בקבוצת החשודים (שהוא נמנה עליה) הוא אדמוני, דהיינו,

$$63 P(G | E) = \frac{P(G) \times P(E | G)}{P(E)}$$

60. J. Yellin "Book Review" *J. of Economic Literature* (1979) 583. שכלל שיטה זו לנוסחה כדלקמן:

$$S = \frac{(1-P)}{NP}$$

כאשר S = הסתברות לאתר קבלת המידע, N = מספר החשודים, P = הסתברות הופעת התכונה. ניתן לבדוק דוגמה זו לגבי המקרה שהצגנו.

61. R.L. Smith, R.P. Charrow "Upper and Lower Bounds for Probability of Guilt Based on Circumstantial Evidence" 70 *J. of Am. Statistical Ass.* (1975) 555.

62. D.V. Lindley "Probabilities and the Law" In: *Utility, Probability and Decision Making* (D.V. Lindley ed., 1975).

63. G = פלוני אשם, E = פלוני אדמוני.

המכנה $P(E)$, כלומר, ההסתברות האפריורית לכך שפלוני אדמוני, בהנחה שידוע שלפחות אחד בקבוצת החשודים אדמוני, יחושב כדלקמן:

$$P(E) = P(E | G) \times P(G) + P(E | NG) \times P(NG)$$

ר"ל – ההסתברות שהוא אדמוני ואשם ועוד ההסתברות שהוא אדמוני חף.

$$P(E) = 1/2 + 1/3 \times 1/2 = 2/3$$

ולפיכך,

$$P(G | E) = \frac{1/2 \times 1}{2/3} = 3/4$$

ההבדל בין שיטת לינדלי לבין השיטות הקודמות, הוא בכך ששיטת לינדלי מוציאה מן החישוב, בנוסף לאפשרויות מס' 4, 5, 7 ו-8 אף את אפשרות מס' 6, כלומר, שיטה זו איננה מתחשבת כלל במקרים, בהם האיש שנבדק איננו אדמוני. משכך, נותרות האפשרויות 1, 2 ו-3, כאשר אם אפשרות 3 היא הנכונה – ודאי שהאדמוני התפוס בידינו הוא העבריין, ובשאר המקרים (אפשרויות 1 ו-2) – קיימת הסתברות של 1/2 לכך שהוא העבריין. החישוב יהא, אם כן, כדלקמן:

$$18/4 \times (2/18 + 1/2 \times (1/18 + 1/18)) = 3/4$$

אגלסטון הסביר,⁶⁵ כי השיעורים הנמוכים יחסית של הסתברות פוסטריורית, כעולה מנוסחת לינדלי, גובעים מכך שלינדלי שואל את השאלה "אם האדם שבידינו הוא אדמוני, מה ההסתברות לכך שהוא העבריין?", בעוד ילין שואל את השאלה "אם אדם כלשהו הוא אדמוני, מה ההסתברות לכך שהוא העבריין?". שיטת לינדלי בוחנת, לגבי כל אדמוני אקראי הנתפס כחשוד, מהם סיכויי אשמתו, ואילו שיטת ילין שואלת: אם יש אדמוני – מה הסיכוי לכך שהוא עבריין. ההבדל נעוץ במידת הקשר של החישוב לסיטואציה האקטואלית של התחקות אחר העובדות: על פי שיטת לינדלי מניחים, כי האשם הראשון שנבדק הוא אדמוני, ואילו על פי שיטת ילין שואלים – עוד בטרם בדיקה – מה תהיה ההסתברות לכך שהוא העבריין אם יתברר כאדמוני. הווה אומר, שיטת לינדלי איננה מתירה למשטרה להתרשם מן ההפתעה שבתפיסתו של חשוד אדמוני, ואילו שיטת ילין משקללת את "ההפתעה" הזאת למונחים כמותיים-הסתברותיים. עם זאת, עיקר החידוש בתאורמת בייס, וגם היסוד מעורר המחלוקת לגביה, איננו מתבטא באופן הזה של עשיית שימוש בה. לתוצאות של Lindley ניתן להגיע אף תוך שימוש בטכניקות "קלאסיות", אם מרחב הדיון יוגדר בהתאם להנחותיו של Lindley. כוחה של התאורמה נובע מן האפשרות לקבוע שהערך $P(G)$ בנוסחה דלעיל יהיה שונה מ-1/2, ויקבע על סמך שיקולים שאינם שכיחותיים. בכך יוצרת התאורמה את האפשרות לשלב בין מערכות שיקולים שונים, וליצור קשר בין המסקנה הסטטיסטית הכללית ובין הבעיה האקטואלית.⁶⁶

64. והשווה לדוגמת שתי המטבעות, בטקסט ליד הערה 13 לעיל.

65. Egglestone, *supra* note 9, at p. 245-246.

66. D. Stripinis, *supra* note 9, at p. 61.

השימוש בתאורמת ביים מאפשר הבחנה בין מקרה של אדם, אשר נתפס מסיבה כלשהי, ונמצא כי הוא בעל הסימנים המזהים, ובין אחר שנתפס לכתחילה על סמך סימנים אלו.⁶⁷ ההבדל בין השניים יתבטא בדרגת האשם האפריורי.⁶⁸ בפרשת Collins נתפסו, כזכור, הנאשמים באקראי על פי חלק מסימני הזיהוי (המכוננית), ולאחר מכן "הופתעו" השוטרים לגלות כי גם הסימנים האחרים מתקיימים בהם.

בדוגמה שנתנו להמחשת שיטת Lindley נקבע $P = 1/2$ לא כגודל שרירותי, כי אם מתוך הנחת פיזור אחיד של עבריינים באוכלוסיה.⁶⁹ בהנתן הנחה זאת, הגענו לתוצאה המתאפשרת גם בחישוב שכיחותי "קלאסי", אולם בהעדרה – תהיינה התוצאות שונות. במובן הזה מהווה הגוסחה הכללה של השיטות הקלאסיות.⁷⁰ כך, למשל, ניתן, על פי שיטת לינדלי, לשקלל לאותה מערכת נתונים את העובדה שהחשוד נתפס בסמוך למקום ביצוע העבירה, מה שלא כן בשיטות האחרות. בכך כוחה ובכך חולשתה של שיטה זו.

בפרשת Collins התברר, כזכור, כי הנאשמת נתפסה בשקר, הנוגע למועד עזיבת מקום עבודתה ביום הארוץ העברייני, וכן בנוגע לסכום, אותו הרוויחה במקום עבודתה. כמו כן היה שם מקום להתחשב אף בגידול הבלתי מוסבר שחל בנכסיהם של בני הזוג הנאשמים. כל זאת ניתן לעשות אך ורק על דרך ההסתברות הסובייקטיבית, ואולי על בסיס האנלוגיה להימור (כלומר: "באיזה יחס היית מהמר על כך שמי שנכסיו גדלו באופן בלתי מוסבר ונתפס בשקר לגבי מקום המצאו בזמן השוד הינו השודד?").

כאשר נקבע $P(G)$ להיות גודל שונה מן הנובע מההתפלגות הבינומית יש להקפיד על חוסר תלות של $P(G)$ ב- E , וכך נוצרת ההבדלה בין מקרה בו אדם נתפס על סמך היותו אדמוני ובין מקרה בו הוא נתפס על סמך יסוד מחשיד אחר (שישוקלל ב- $P(G)$). במקרה הראשון – יגיעו הטכניקה הביסיאנית והשיטות הקלאסיות לאותן תוצאות, שכן שתיהן יניחו התפלגות בינומית, אולם במקרה שלא כל החשודים חשודים באותה מידה – שונים פני הדברים.⁷¹ הכללה של מסקנתנו זו, הוכחה בידי Gerjuy,⁷² אשר הראה כי השיטות

67. כדוגמה לכך ראה People v. Risley 214 N. Y. 75, 108 N.E. 200. באותו מקרה הואשם עורך דין בויוף מסמך, באמצעות הדפסת שתי מילים נוספות לתוכו, על מנת שיראו כאילו היו חלק ממנו. לא היתה מחלוקת כל כך שהמילים הוכנסו למסמך במרמה, והשאלה היתה האם היוויוף בוצע במכוונת הכתיבה של הנאשם (ומשום כך – על ידו). עוה"ד הוחשד עקב מניע והודמנות, הקשורים למעשה העבירה. חישוב הסתברותי הראה סבירות נמוכה לכך שהפגמים שנמצאו בהדפסת שתי המילים יתאימו לפגמים במכוונת הכתיבה של הנאשם (כפי שאכן היה), אלא אם כן נכתבו בה. מובן, כי במקרה זה לא ניתן לערוך חישוב "קלאסי", שהרי אין קבוצת מכוונת כתיבה חשודות ידועה, כי אם הערכה אפריורית עצמאית של הסתברות האשם.

68. Stripinis, supra note 9, at p. 68.

69. ובהכללה – ניתן לדבר על פיזור בינומי אקראי. וראה לענין זה גם Eggleston, supra note 9, at p. 169.

70. Stripinis, supra note 9, at p. 68.

71. Stripinis, supra note 9, at p. 69.

72. E. Gerjuy "The Relevance of Probability Theory to the Theory of Relevance" 18 Jurimetrics (1977) 1.

הקלאסיות והביסיאניות יגיעו לאותן תוצאות, אם ידועות השכיחויות השוליות המדויקות. עם זאת, מבחינה מתמטית, ההבדלים בין התוצאות השונות הם צנועים למדי.⁷³

דרך אפשרית להגיע, באמצעות השיטות הקלאסיות, לתוצאה המושגת בטכניקה הביסיאנית, הינה ספקולציות לגבי גודל האוכלוסיה. אם אוכלוסית החשודים שבפנינו כוללת 1000 איש, והאיש שנתפס (שלא על סמך הסימן המזהה) חשוד פי ארבעה מאחרים מטעם כלשהו, ניתן לערוך את החישוב לגביו כאילו גודל האוכלוסיה הוא 250 איש. עם זאת, יש בספקולציה כזאת יסוד בולט של מלאכותיות, הנמנע באמצעות כימות ישיר של אשם בטכניקה הביסיאנית. יתר על כן, ההקטנה המלאכותית של גודל האוכלוסיה מתבססת בלאו הכי על הנחות מוצא סובייקטיביות, ואם כן – מה הועילו חכמים בתקנתם? יתרון נוסף של הטכניקה הביסיאנית הוא האפשרות לכמת את ההסתברות לכך שהראיה עצמה נכונה (כלומר: שהעברייני הינו אמנם אדמוני), מתוך הנחה שאין ודאות מוחלטת לגביה. בנוסחה שהוצגה לעיל אין כל מניעה להעריך את $P(E | G)$ כגודל השונו מ-1, ובכך לשלב גם את נושא מהימנות הראיה במישרין במערכת השיקולים. [גורם זה מכונה, לעתים קרובות, "הסתברות מסדר שני"]⁷⁴.

אגלסטון⁷⁵ וקוליסון⁷⁶ עמדו על מספר קשיים בפתרונות הקלאסיים, אשר אין ספק – בעיני – כי ניתן לפתור את רובם באמצעות שימוש מושכל בטכניקות ביסיאניות. כך, למשל, נטען כי בהנחה שהעברייני האמיתי נוטה להתחמק משוטרים יותר מאחרים, קטן הסיכוי שהאדמוני שהגיע באקראי לידי המושבעים הוא העברייני. נראה, כי ניתן להתחשב בשיקול זה במסגרת ביסיאנית להקטנת $P(G)$. כמו כן ניתן להתחשב בשיקול הפוך מזה – אם מניחים כי העברייני נוטה לחזור למקום העבירה ולהתפס – גם הנחה זו ניתנת לכימות.⁷⁷ חיפוש משטרתי הינו, על פי רוב, בלתי אקראי (הוא נפתח בסמוך למקום ביצוע העבירה, אצל בעלי עבר פלילי וכו'), ויתכן שאף בכך ניתן להתחשב.⁷⁸ אם נחזור כעת לפס"ד Collins נזכרת, איפוא, לדעת, כי היסק הסתברותי, מעין זה שנדון שם, לו היה נערך כהלכה, צריך היה, ראשית לכל, להסתמך על מודעות לאפני החישוב האפשריים השונים ולקדם-ההנחות, אשר ביסודם. שיטת החישוב העשירה

73. D. Stripinis *Probability Theory and Circumstantial Evidence* (Complex Series, No. 3, Norwegian Research Center For Computers and Law, Oslo University, 1981), Sec. 8.3.

74. Skyrms, *supra* note 21.

75. Eggleston, *supra* note 9, at p. 169-176.

76. ראה לעיל הערה 50.

77. גם בפס"ד Collins ניתן משקל מסוים לעובדה שבני הזוג נמצאו בקלות ובסמיכות למקום, אם כי משקל זה לא כומת כחלק מן השיקול ההסתברותי.

78. אם כי, בענין זה קיים קושי מיוחד, שכן הפנית תשומת לבם של המושבעים לכך שהחיפוש אינו אקראי עלולה להביא לידיעתם מידע בלתי קביל, הפוגע בנאשם, כגון, רכילות, שמועות, מידע בלתי קביל וכו', ולענין זה ראה Tribe, *supra* note 8.

ביותר, מבחינת סוגי המידע שהיא מאפשרת הסתמכות עליהם, הוא החישוב הביסיאניסטי, וגם הוא מצריך עיון קפדני במערכת השיקולים ההסתברותיים, בשאלת אפשריות התלות שביניהם, וביחסיהם ההדדיים.

סיכום

השימוש בטכניקות הסתברותיות להנהרת ההיסק הראיתי מצוי עודנו כחיתוליו. עם זאת, נראה כי מדובר בארח חשיבה פורה, היונק משרשים עתיקים. אחד הישומים הבולטים של אופן היסק זה הינו בתחום הזיהוי.

בחינתה של סוגית הזיהוי מראה שיטות שונות של הסקת מסקנות מראיות נסיבתיות, אשר מקור השוני שביניהן נעוץ בהנחות המוקדמות שביסוד כל אחת מהן. מבין שיטות אלה הרבגונית ביותר, אם כי השנויה ביותר במחלוקת, היא זו המבוססת על הסתברות סוביקטיבית-ביסיאניסטית. מגוון זה – מן הראוי שיהווה תמרור אזהרה מפני פזיזות יתירה בהסקת מסקנות על סמך תחשיב הסתברותי, אשר אינו נערך על סמך ניתוח מדוקדק של גורמי המידע הרלבנטי השונים ושל מערכת היחסים ביניהם. ועם זאת, אל לו, לצורך בדיוק ובהקפדה, שירפה את ידינו מלהעזר לצרכי עשית צדק בהגיון שביסוד החשיבה ההסתברותית. אדרבא, דוקא חשיפת ההבדל שבין אפני ההיסק השונים מהווה הישג חשוב של השימוש המודע בטכניקות ההסתברותיות.

