منطق‌پژوهی، پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
دوفصل‌نامهٔ علمی ــ پژوهشی، سال هشتم، شمارهٔ دوم، پاییز و زمستان ۱۳۹۶، ۲۵-۴۸

واکاویِ ملاک‌های احتمالاتی در استنتاج بهترین تبیین

سیدمحمدمهدی اعتمادالاسلامی بختیاری*

میرسعید موسوی کریمی**

چکیده

طبق رویکرد رایج به استنتاج بهترین تبیین (IBE)، فرضیه‌ای که بهترین تبیین را برای پدیده‌های دردستِ بررسی ارائه می‌دهد احتمالاً صادق است. یکی از مهم‌ترین چالش‌های پیش‌روی این نحوهٔ استدلال «ایراد ولتر» است. مطابق این اشکال، دلیلی نداریم که ملاک‌های انتخاب بهترین تبیین، موسوم به مزیت‌های تبیین‌گر، محتمل‌ترین تبیین (یعنی تبیینی که، در مقایسه با دیگر تبیین‌های رقیب، احتمال صدق بیش‌تری دارد) را به‌دست دهند. هدف اصلیِ این نوشتار واکاویِ ملاک‌های احتمالاتیِ مرتبط با IBE در مواجهه با ایراد وُلتِر است. به‌بیان دقیق‌تر، درپی یافتن پاسخ این پرسشیم که، چنان‌چه ضابطه‌های احتمالاتیِ ارائه‌شده برای ارزیابیِ فرضیه‌های تبیین‌گر ملاک انتخاب بهترین تبیین قرار گیرند، آیا این اطمینان وجود خواهد داشت که محتمل‌ترین تبیین به‌دست آید؟ به‌این‌منظور، ملاک‌های احتمالاتیِ مرتبط با IBE را در سه دستهٔ ملاک‌های معطوف به قضیهٔ بیز، ملاک‌های معطوف به نظریهٔ تأیید، و ملاک‌های معطوف به مزیت‌های تبیین‌گر بررسی می‌کنیم. این واکاوی نشان می‌دهد که هیچ‌یک از ضابطه‌های ارائه‌شده ازپس تحدید بهترین تبیین، به‌گونه‌ای‌که محتمل‌ترین تبیین را به‌دست دهد، برنمی‌آیند.

کلیدواژه‌ها: استنتاج بهترین تبیین، تبیین، احتمال، بیز، تأیید، مزیت‌های تبیین‌گر.

۱. مقدمه

طبق رویکرد رایج به استنتاج بهترین تبیین (IBE)، این نحوهٔ استدلال چنین صورت‌بندی می‌شود:

* دکترای فلسفهٔ علم و فناوری، دانشگاه صنعتی‌شریف (نویسندهٔ مسئول)، eatemad.sharif@gmail.com
** دانشیار گروه فلسفه، دانشگاه مفید قم، mirsaeid@gmail.com
تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۱۱/۱۰، تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۰۸/۰۱

F مجموعه‌ای از امور واقع (facts) است؛

فرضیهٔ H، F را تبیین می‌کند؛

هیچ فرضیهٔ دردست‌رس دیگری نمی‌تواند F را به‌خوبیِ H تبیین کند؛

بنابراین، H احتمالاً صادق است.

چنان‌که آشکار است، این شیوهٔ استدلال دو گام اساسی دارد: یکی انتخاب بهترین فرضیهٔ تبیین‌گر (یا به‌اختصار، بهترین تبیین) ازمیان فرضیه‌های تبیین‌گرِ رقیب؛ و دیگر، معرفی بهترین تبیین به‌منزلهٔ تبیینی که، در مقایسه با دیگر تبیین‌های رقیب، احتمال صدق بیش‌تری دارد؛ یعنی محتمل‌ترین تبیین. البته، مراد فیلسوفان از این‌که «بهترین تبیین احتمالاً صادق است» با هم متفاوت است. برخی از آن‌ها «احتمال» را به‌معنایی غیرفنی به‌کار می‌گیرند. برای نمونه، هنگامی‌که سیلوس از احتمال صدق بهترین تبیین در IBE سخن می‌گوید، تصریح می‌کند که لفظ «احتمالاً» متضمن هیچ تفسیر خاصی از احتمالات نیست، بلکه صرفاً بدین معناست که نتیجه به‌شکل قیاسی (deductive) از دل مقدمات بیرون نمی‌آید (Psillos 2002: 614, fn. 17). ازسوی‌دیگر، مراد از «احتمال» صدق بهترین تبیین رویکرد رایجی است که بنابر آن «این قاعده [IBE] هم‌چنان می‌تواند اعتمادپذیر (reliable) باشد؛ به این معنا که از مقدمات صادق اغلب به نتیجهٔ صادق می‌رسد» (Douven 2002: 355). به‌بیان دقیق‌تر، نتیجهٔ IBE به‌احتمال زیاد صادق است. اگر این باور صحیح باشد، می‌توانیم بگوییم که IBE منتهی به صدق (truth-conducive) می‌شود. بنابر خوانش محدودتری از رویکرد اخیر، چنان‌چه نتوانیم از اعتمادپذیریِ این نحوهٔ استدلال دفاع کنیم، دست‌کم می‌توانیم بگوییم که همواره بهترین تبیینَ از دیگر تبیین‌های دردست‌رس (ارزیابی‌شده) احتمال صدق بالاتری دارد. بدین‌ترتیب، با دو رویکرد به IBE روبه‌روییم که هرکدام به‌نحوی ادعای صدق باورهایی را دارند که ازطریق این استدلال به‌دست آمده‌اند. تفاوت اساسی این دو خوانش در آن است که یکی احتمال صدق بهترین تبیین را به‌طور مطلق بالا می‌داند، اما دیگری فقط می‌گوید احتمال صدق بهترین تبیین از دیگر تبیین‌های دردست‌رس بیش‌تر است.

روشن است که هر دو خوانش اخیر بر این باورند که آن‌چه بهترین تبیین را به‌دست می‌دهد انتخاب محتمل‌ترین تبیین را در پی دارد. یکی از مهم‌ترین چالش‌های IBE مربوط به همین پیش‌فرض است. مطابق اشکال واردشده، دلیلی نداریم که ملاک‌های انتخاب بهترین تبیین، موسوم به مزیت‌های تبیین‌گر (explanatory virtues)، محتمل‌ترین

تبیین را به‌دست دهند.[۱] این چالش را لیپتُون (Lipton 2004: 70) «ایراد ولتر»[۲] و واکِر (Walker 2012: 66) «ایراد صدق» (truth objection) نامیده است. هدف اصلیِ این نوشتار واکاویِ ملاک‌های احتمالاتیِ مرتبط با IBE در مواجهه با ایراد وُلتِر است. به‌بیان دقیق‌تر، درپی یافتن پاسخ این پرسشیم که، چنان‌چه ضابطه‌های احتمالاتیِ ارائه‌شده برای ارزیابیِ فرضیه‌های تبیین‌گرْ ملاک انتخاب بهترین تبیین قرار گیرند، آیا این اطمینان وجود خواهد داشت که محتمل‌ترین تبیین به‌دست آید؟ به‌این‌منظور، ملاک‌های احتمالاتیِ مرتبط با IBE را در سه دستهٔ ملاک‌های معطوف به قضیهٔ بیز (بخش ۲)، ملاک‌های معطوف به نظریهٔ تأیید (بخش ۳) و ملاک‌های معطوف به مزیت‌های تبیین‌گر (بخش ۴) بررسی می‌کنیم.[۳] این واکاوی نشان می‌دهد که هیچ‌یک از ضابطه‌های ارائه‌شده ازپس تحدید بهترین تبیین (به‌گونه‌ای‌که محتمل‌ترین تبیین را به‌دست دهد) برنمی‌آیند.[۴]

۲. ملاک‌های معطوف به قضیهٔ بیز

طبق قضیهٔ بیز، اگر P(H) احتمال پیشینیِ (prior) فرضیهٔ H، P(E|H) احتمال E در پرتو H (یا، به‌تعبیر بیزگرایان، قریب‌الوقوعیِ (likelihood) E درپرتو H)، و P(E) احتمال مربوط به شاهد (evidence) باشد، احتمال پسینیِ (posterior) H درپرتو E از رابطهٔ زیر به‌دست می‌آید:

$$P(H|E) = \frac{P(E|H)P(H)}{P(E)}$$

در نگاه نخست به‌نظر می‌رسد که می‌توان بهترین فرضیهٔ تبیین‌گر را فرضیه‌ای دانست که از احتمال پسینیِ بیش‌تری برخوردار است. به‌بیان‌دیگر، می‌توانیم محتمل‌ترین تبیین (most probable explanation) را بهترین تبیین بدانیم. این رویکرد را به‌پیروی از گِلَس (Glass 2007) MPE می‌نامیم. MPE رویکردی رایج در حوزهٔ هوش مصنوعی (artificial intelligence) است.[۵] بااین‌همه، گِلَس (ibid.: 279-280) به دو دلیل MPE را نادرست می‌داند. طبق دلیل نخست، فرضیه، در چهارچوب MPE، می‌تواند به‌مثابهٔ بهترین تبیین انتخاب شود، اگرچه، در پرتو آن فرضیه، شواهد مربوط از احتمال بسیار کمی برخوردار باشند. برای مثال، در موارد بسیاری که فرضیهٔ تبیین‌گر از احتمال شاهد می‌کاهد، یعنی P(E|H)<P(E)، براساس MPE، فرضیهٔ یادشده بهترین فرضیه معرفی می‌شود، زیرا از احتمال پیشینیِ بالایی برخوردار است. دلیل دوم گِلَس آن است که اگر از ابتدا محتمل‌ترین تبیین را بهترین تبیین تعریف کنیم، IBE جذابیت خود را از دست می‌دهد و استنتاجی

پیش‌پاافتاده خواهد شد. این استدلال گِلَس رویکرد بسیاری از مدافعان و نظریه‌پردازانِ مشهور IBE، در صدر آن‌ها لیپتُون، است. او با تمایزنهادن میان مطلوب‌ترین تبیین (loveliest explanation)، یعنی تبیینی که بیش‌ترین فهم را در پی دارد، و محتمل‌ترین تبیین (likeliest explanation) به‌دنبال آن بود تا نشان دهد که «مطلوب بودن (loveliness) راه‌نمای (guide) محتمل‌بودن (likeliest) است» (Lipton 2001: 94). بااین‌حال، لیپتُون تصریح می‌کند که نشاندن محتمل‌ترین تبیین به‌جای بهترین تبیین مصادره به مطلوب است:

> ترجیح محتمل بودنْ استنتاج بهترین تبیین را پیش‌پاافتاده خواهد کرد. ما به‌دنبال مدلی از استنتاج استقرایی [یعنی استنتاج غیرقیاسی] هستیم که توصیف کند چه اصولی را برای داوری دربارهٔ این‌که یک استنتاج از دیگری محتمل‌تر است به‌کار گیریم. بدین‌ترتیب، این سخن که ما محتمل‌ترین تبیین را استنتاج می‌کنیم سودمند نیست. به‌بیان‌دیگر، ما می‌خواهیم تبیینمان از استنتاج نشانه‌های محتمل‌بودن را به‌دست دهد؛ یعنی مشخصه‌هایی از استدلال که ما را به این می‌رساند که بگوییم مقدمات نتیجه را محتمل می‌کنند. [ازاین‌رو،] مدلِ استنتاج محتمل‌ترین تبیین مصادره به مطلوب است (Lipton 2004: 60).

سیلُوس نیز، با بیانی نزدیک به سخن لیپتُون، استدلال می‌کند که اگر محتمل‌ترین تبیین را بهترین تبیین تعریف کنیم، «IBE تمام جذابیت خود را از دست خواهد داد» (Psillos 2002: 617). بدین‌ترتیب، باوجود این‌که تبیین بهتر باید از احتمال پسینیِ بیش‌تری برخوردار باشد، نمی‌توان تبیین بهتر را «تبیینی که احتمال پسینیِ بیش‌تری دارد» تعریف کرد.

باتوجه‌به دلایلی که در وازنشِ MPE بیان کردیم، شاید به‌نظر برسد که مؤلفه‌های سازندهٔ احتمال پسینی (که عبارت‌اند از احتمال شاهد (P(E))، احتمال پیشینیِ فرضیهٔ تبیین‌گر (P(H))، و قریب‌الوقوعیِ شاهد درپرتو فرضیهٔ تبیین‌گر (P(E|H))) بتوانند بهترین فرضیهٔ تبیین‌گر را مشخص کنند. از میان این‌ها، P(E) مستقل از فرضیهٔ تبیین‌گر (H) است و بدین‌ترتیب نمی‌تواند شاخصِ تحدیدِ بهترین فرضیهٔ تبیین‌گر باشد. افزون‌براین، ازآن‌جاکه رقابت میان فرضیه‌های تبیین‌گر برسر شاهد (شواهد) یک‌سان درمی‌گیرد، P(E) درمیان فرضیه‌های تبیین‌گرِ رقیب یک‌سان است. ازسوی‌دیگر، P(H) نیز نمی‌تواند تعیین‌کنندهٔ بهترین فرضیهٔ تبیین‌گر باشد، زیرا اولاً مستقل از شاهدی (E) است که رقابت برسر آن درگرفته است و ثانیاً ممکن است فرضیه‌ای در مقایسه با فرضیه‌های رقیب از احتمال

پیشینیِ بالاتری برخوردار باشد، اما، به‌دلیل قریب‌الوقوعیِ اندکِ شاهد درپرتو آن، احتمال پسینیِ پایین‌تری را به‌دست آورد. شاید قریب‌الوقوعیِ بالاترِ شاهد درپرتو یک فرضیه در مقایسه با فرضیه‌های رقیب، یا، به‌تعبیر گِلَس (278 :2007)، قریب‌الوقوعیِ بیشینه (ML) (the maximum likelihood)، به‌دلیل این‌که ربط و نسبت میان فرضیهٔ تبیین‌گر و شاهد را در بردارد، ملاکی مناسب برای تبیین بهتر به‌نظر آید. اما ML نیز نمی‌تواند بهترین فرضیهٔ تبیین‌گر را مشخص کند، زیرا چه‌بسا فرضیهٔ یادشده، به‌دلیل احتمال پیشینیِ اندک، احتمال پسینیِ پایین‌تری را به خود اختصاص دهد.

بنابر آن‌چه بیان کردیم، هیچ‌یک از مؤلفه‌های سازندهٔ احتمال پسینی به‌تنهایی نمی‌توانند بهترین تبیین را مشخص کنند. باوجوداین، به‌نظر می‌رسد که احتمال پیشنیِ بالاترِ فرضیه، هم‌راه با قریب‌الوقوعیِ بالاترِ شاهد درپرتو آن فرضیه در مقایسه با فرضیه‌های رقیب، می‌تواند تحدیدی مناسب برای بهترین تبیین فراهم آورد. براین‌اساس، فرضیهٔ H_1، در مقایسه با فرضیهٔ H_2، تبیین بهتری به‌دست می‌دهد، اگر و تنها اگر $P(H_1)>P(H_2)$ و $P(E|H_1)>P(E|H_2)$. وَن فِراسِن (Van Fraasen 1980: 22) این ملاک را برای بهترین تبیین مناسب می‌داند. چَپجوسکا و هلپرن (Chajewska and Halpern 1997) نیز چنین ملاکی را پیشنهاد کرده‌اند. این رویکرد را گِلَس (281 :2007) رویکرد بیزگرای محافظه‌کار (CB) (conservative Bayesian approach) نامیده است. او وجه تسمیهٔ این نام‌گذاری را محدودیت ملاک یادشده در رتبه‌بندیِ کامل (total ordering) تبیین‌ها می‌داند: در مواردی که احتمال پیشینیِ بهترین فرضیهٔ تبیین‌گر از فرضیه‌های رقیب بیش‌تر است اما قریب‌الوقوعیِ شاهد درپرتو آن کم‌تر از فرضیه‌های رقیب است، و نیز در وضعیت‌هایی که قریب‌الوقوعیِ شاهد درپرتو بهترین فرضیهٔ تبیین‌گر بیش‌تر از فرضیه‌های رقیب است اما احتمال پیشینیِ آن کم‌تر از فرضیه‌های رقیب است، CB کارایی ندارد.

درنظر گِلَس (ibid.)، هر ملاکی که برای بهترین تبیین ارائه می‌شود باید بتواند هر دو ملاک ML و MPE را، در وضعیت‌هایی که نتیجه‌های یک‌سان دارند، برآورده کند. براین‌اساس، او «شرط رتبه‌بندیِ تبیین» (explanation ranking condition) را پیشنهاد می‌کند. این شرط را به‌اختصار ERC می‌نامیم. گِلَس معتقد است که ERC نارسایی‌های CB را ندارد و می‌تواند تبیین بهتر را مشخص کند. شرط یادشده از این قرار است:

> برای دو تبیینِ H_1 و H_2، از شاهدِ E، اگر $P(E|H_1)>P(E|H_2)$ و $P(H_1|E)>P(H_2|E)$، آن‌گاه H_1 در مقایسه با H_2 تبیین بهتری از E است (ibid.: 282).

ازآن‌جاکه احتمال پسینی برحسب احتمال پیشینی، قریب‌الوقوعی، و احتمال شاهد معین می‌شود، و نیز احتمال شاهد درمیان فرضیه‌های تبیین‌گر رقیب یک‌سان است، ERC را می‌توان چنین بازنویسی کرد: برای دو فرضیهٔ H_1 و H_2 که شاهدِ E را تبیین می‌کنند، اگر $P(E|H_1)>P(E|H_2)$ و $P(E|H_1).P(H_1)> P(E|H_2).P(H_2)$، آن‌گاه H_1 در مقایسه با H_2 تبیین بهتری از E است. اما دراین‌صورت، در وضعیت‌هایی که $P(E|H_1)\leq P(E|H_2)$، اما، به‌دلیل بزرگیِ $P(H_1)$ نسبت‌به $P(H_2)$، داریم $P(E|H_1).P(H_1)>P(E|H_2).P(H_2)$، ERC برآورده نمی‌شود. ازاین‌رو، اگرچه ERC نارسایی‌های CB را ندارد، موارد بسیاری از انتخاب بهترین تبیین را در برنمی‌گیرد. بدین‌ترتیب، هیچ‌یک از MPE، ML، CB، و ERC نمی‌توانند بهترین تبیین را تحدید کنند.

۳. ملاک‌های معطوف به نظریهٔ تأیید

یکی دیگر از رویکردهای احتمالاتی که شاید بتواند ابزاری برای ارزیابیِ فرضیه‌های تبیین‌گر به‌دست دهد ملاک‌های احتمالاتیِ ارائه‌شده برای سنجش میزان تأییدی است که شواهد برای فرضیه‌ای به‌دست می‌دهند. مطابق نظریهٔ تأیید (confirmation theory)، هر ملاکی مانند c که برای تأیید فرضیهٔ H توسط شاهد E ارائه می‌شود باید شرط زیر را برآورده کند:

$$c(H,E)=\begin{cases}>0, & if\ \ P(H|E)>P(H)\\ =0, & if\ \ P(H|E)=P(H)\\ <0, & if\ \ P(H|E)<P(H)\end{cases}$$

این شرط را شرطِ ملاکِ تأیید می‌نامیم. در عبارت بالا، P یک توزیع احتمالاتی (a probability distribution) است. درصورتی‌که $c(H,E)>0$ باشد، می‌گوییم E، H را تأیید می‌کند (confirms). در حالت $c(H,E)<0$، می‌گوییم E، H را نقض می‌کند (disconfirms). چنان‌چه $c(H,E)=0$ باشد، می‌گوییم E نسبت‌به H خنثی (neutral) است. تاکنون ملاک‌های گوناگونی برای تأیید فرضیه‌ها ارائه شده‌اند که همگی شرط بیان‌شده را برآورده می‌کنند. مشهورترینِ این ملاک‌ها از این قرارند:

$$d(H,E)=P(H|E)-P(H)$$
$$s(H,E)=P(H|E)-P(H|{\sim}E)$$
$$r(H,E)=\log\left(\frac{P(H|E)}{P(H)}\right)$$
$$\tau(H,E)=P(H\&E)-P(H).P(E)$$
$$l(H,E)=\log\left(\frac{P(E|H)}{P(E|{\sim}H)}\right)$$

$$ld(H,E) = P(E|H) - P(E|{\sim}H)$$

$$cf(H,E) = \begin{cases} \dfrac{P(H|E) - P(H)}{1 - P(H)}, if \;\; P(H|E) > P(H) \\ \dfrac{P(H|E) - P(H)}{P(H)}, if \;\; P(H|E) < P(H) \end{cases}$$

فیلسوفان علم تلاش کرده‌اند تا ملاکی برای تأیید فرضیه‌ها ارائه دهند که نارسایی‌های ملاک‌های پیش‌تر عرضه‌شده را نداشته باشد. تنوعِ ملاک‌های بیان‌شده نتیجهٔ این اهتمام است.[۶] بااین‌حال، هدف این بخش بررسیِ نظریهٔ تأیید و ملاک‌های مربوط به آن نیست. ما تنها می‌خواهیم بدانیم که آیا انتخاب بهترینِ تبیین براساس ملاک‌های بیان‌شده محتمل‌ترین تبیین را به‌دست خواهد داد یا خیر. به‌سخن‌دیگر، آیا می‌توان گفت که فرضیه‌ای که از درجهٔ تأیید بیش‌تری برخوردار است فرضیهٔ محتمل‌تر خواهد بود؟

ازمیان ملاک‌های بیان‌شده، گِلَس (2012) سه ملاک r، d، و l را در نسبت با MPE بررسی کرده است. ازنظر او، ازآن‌جاکه طبق قضیهٔ بیز داریم $\frac{P(H|E)}{P(H)} = \frac{P(E|H)}{P(E)}$، ملاک r چیزی بیش از ملاک ML که در بخش قبل بیان شد به‌دست نمی‌دهد (ibid.: 417). او هم‌چنین، با استناد به پیمایش‌های آماری که ازطریق شبیه‌سازی‌های رایانه‌ای (computer simiulations) به‌دست آورده است، میزان انحراف دو ملاک d و l از MPE را به‌خوبی نشان می‌دهد.

جدا از شیوهٔ ارزیابیِ گِلَس، می‌توان نشان داد که ملاک‌های بیان‌شده لزوماً محتمل‌ترین تبیین را به‌دست نمی‌دهند. برای نمونه، فرض می‌کنیم که ملاک τ بهترین تبیین را معین می‌کند. هم‌چنین، فرض می‌کنیم که نتیجهٔ ارزیابیِ دو فرضیهٔ رقیبِ H_1 و H_2 براساس ملاک τ از این قرار باشد: $\tau(H_1,E)>\tau(H_2,E)$. دراین‌صورت، بنابر تعریف τ، خواهیم داشت: $P(H_1\&E)-P(H_1).P(E)>P(H_2\&E)-P(H_2).P(E)$. با قراردادن $P(H_1|E).P(E)$ به‌جای $P(H_1\&E)$ و نیز $P(H_2|E).P(E)$ به‌جای $P(H_2\&E)$ در این نامساوی، به $P(H_1|E)-P(H_1)>P(H_2|E)-P(H_2)$ می‌رسیم.[۷] بااین‌حال، از نامساوی اخیر نمی‌توان $P(H_1|E)>P(H_2|E)$ را نتیجه گرفت. دلیل این سخن وضعیت‌هایی است که، هرچند در آن‌ها داریم $P(H_1|E)<P(H_2|E)$، اما $P(H_1)$ در مقایسه با $P(H_2)$ به‌اندازه‌ای کوچک است که $P(H_1|E)-P(H_1)$ از $P(H_2|E)-P(H_2)$ بزرگ‌تر می‌شود.

استدلال اخیر را با اندکی تغییر می‌توان برای دیگر ملاک‌های تأیید نیز به‌کار بست. بااین‌حال، به‌نظر می‌رسد که نارساییِ اساسیِ ملاک‌های تأیید در تحدید بهترین تبیین (به‌نحوی‌که محتمل‌ترین تبیین را به‌دست دهند) در جای دیگری است. به‌بیان دقیق‌تر، محدودیت ملاک‌های تأیید در تحدید بهترین تبیین در شرطِ ملاکِ تأیید است. طبق این

شرط، اگر $P(H|E)>P(H)$، آن‌گاه $c(H,E)>0$ و چنان‌چه $P(H|E)<P(H)$، داریم $c(H,E)<0$. اما دراین‌صورت با وضعیت‌هایی روبه‌رو می‌شویم که در آن‌ها فرضیه‌ای که در مقایسه با فرضیهٔ رقیب از درجهٔ تأیید بیش‌تری برخوردار است احتمال پسینیِ کم‌تری را به خود اختصاص می‌دهد. برای مثال، دو فرضیهٔ رقیبِ H_1 و H_2 را با شرایط زیر در نظر می‌گیریم:

الف) $P(H_1|E)=P(H_1)$

ب) $P(H_2|E)>P(H_2)$

ج) $P(H_1|E)>P(H_2|E)$

اگر c یک ملاک تأیید باشد، طبق (الف) داریم $c(H_1,E)=0$. هم‌چنین، طبق (ب) داریم $c(H_2,E)>0$. بنابراین، $c(H_2,E)>c(H_1,E)$. این درحالی است که طبق (ج) $P(H_1|E)>P(H_2|E)$. بدین‌ترتیب، اگر تبیین بهتر به‌معنای درجهٔ تأیید بیش‌تر باشد، دلیلی نداریم که تبیین بهتر تبیین محتمل‌تر باشد.

۴. ملاک‌های معطوف به مزیت‌های تبیین‌گر

برخی از فیلسوفان تلاش کرده‌اند تا مزیت‌های تبیین‌گر را درقالب ضابطه‌های (یا تابع‌های) (functions) احتمالاتی صورت‌بندی کنند. تاآن‌جاکه نگارندگان آگاهی دارند، این تلاش‌ها معطوف به دو مزیت تبیین‌گرِ انسجام (coherence) و وحدت‌بخشی (unification) و نیز توان تبیینیِ (explanatory power) فرضیه‌های تبیین‌گر بوده‌اند.[۸] چنان‌چه قرار باشد فرضیه‌های تبیین‌گر در چهارچوب این ضابطه‌ها ارزیابی شوند، باید دو مطلوب برآورده شود: نخست این‌که ضابطه‌های یادشده ازپس آن مزیت تبیین‌گری که ادعای آن را دارند برآیند؛ دیگر این‌که، در وضعیت‌هایی که مبنای انتخاب بهترین تبیین قرار می‌گیرند، محتمل‌ترین تبیین را به‌دست دهند. براین‌اساس، رویکردهای بیان‌شده را ذیل سه عنوانِ «رویکرد احتمالاتی به انسجام»، «رویکرد احتمالاتی به وحدت‌بخشی»، و «رویکرد احتمالاتی به توان تبیینی» بررسی می‌کنیم.

۱.۴ رویکرد احتمالاتی به انسجام

یکی از ملاک احتمالاتیِ ارائه‌شده برای سنجش میزان انسجام ضابطهٔ شُوجنجی (Shogenji 1999) است. طبق این ملاک، که با SC از آن یاد می‌کنیم، انسجام میان فرضیهٔ تبیین‌گر و شاهد آن از رابطهٔ زیر به‌دست می‌آید:

$$\frac{P(H\&E)}{P(H)P(E)}$$

با به‌کارگیریِ اصلِ $P(E|H) = \frac{P(E\&H)}{\mathrm{P(H)}}$ از اصل‌های موضوعِ احتمال و جای‌گذاری در رابطهٔ بالا داریم:

$$\frac{P(H\&E)}{P(H)P(E)} = \frac{P(E|H)P(H)}{P(H)P(E)} = \frac{P(E|H)}{P(E)}$$

ازآن‌جاکه P(E) برای فرضیه‌های تبیین‌گر رقیب یک‌سان است، هنگام ارزیابیِ این فرضیه‌ها براساس رابطهٔ به‌دست‌آمده، تنها قریب‌الوقوعیِ شاهد درپرتو فرضیهٔ تبیین‌گر تعیین‌کننده خواهد بود و بدین‌ترتیب SC به ML (که نارسایی آن در بخش ۳ مشخص شد) فروکاسته می‌شود.

فیتِلسُون (Fitelson 2003) انسجام میان فرضیهٔ تبیین‌گر و شاهد آن را چنین صورت‌بندی کرده است:

$$\frac{P(E|H) - P(E|{\sim}H)}{2(P(E|H) + P(E|{\sim}H))} + \frac{P(H|E) - P(H|{\sim}E)}{2(P(H|E) + P(H|{\sim}E))}$$

گِلَس (2002, 2007) معتقد است که میزان انسجام فرضیهٔ تبیین‌گر و شاهد از رابطهٔ زیر به‌دست می‌آید:

$$\frac{P(H\&E)}{P(H\quad E)} = \left[\frac{1}{P(H|E)} + \frac{1}{P(E|H)} - 1\right]^{-1}$$

ویلِر (Wheeler 2009) نیز این ملاک را برای سنجش انسجام پیشنهاد کرده است:

$$\frac{P(E_1\&E_2|H)/P(E_1|H)P(E_2|H)}{P(E_1\&E_2)/P(E_1)(E_2)}$$

ملاک‌های انسجام فیتِلسون، گِلَس، و ویلِر را به‌ترتیب با FC، GC، و WHC نمایش می‌دهیم.

گلیمور (Glymour 2015: 593-595) معتقد است که هیچ‌یک از FC، GC، و WHC نمی‌توانند میزان انسجام بسیاری از نظریه‌های علمیِ گذشته را مشخص کنند، زیرا انسجام این نظریه‌ها در چهارچوب ملاک‌های یادشده یا نفی می‌شوند یا تعریف‌نشده باقی می‌مانند. توضیح این‌که، در تاریخ علم، نظریه‌های بسیاری وجود دارند که امروز می‌دانیم کاذب‌اند، اما هم‌چنان می‌توانند بسیاری از پدیده‌ها را تبیین کنند. مدافعان IBE

این نظریه‌ها را تبیین‌گر می‌دانند. برای مثال، لیپتُون (2004: 60) می‌گوید که، اگرچه با ظهور نسبیت خاص و داده‌های مؤید آن از احتمال صدق مکانیک نیوتونی کاسته شد، این نظریه هم‌چنان داده‌های قدیمی را به‌خوبیِ گذشته تبیین می‌کند. برای نمونه، ما می‌دانیم که نظریهٔ نیوتون، باآن‌که براساس دانش امروز کاذب است، هم‌چنان می‌تواند مدار سیاره‌ها و قوانین کپلر را تبیین کند. باوجود تبیین‌گریِ این‌دست نظریه‌ها، انسجام آن‌ها در چهارچوب FC و WHC تعریف‌نشده و، طبق GC، صفر است؛ ازآن‌جاکه این نظریه‌ها کاذب‌اند و احتمال فرضیه‌های کاذب در هر شرایطی صفر است، در FC مخرج کسر دوم صفر می‌شود و درنتیجه، این ملاک تعریف‌نشده می‌شود. در WHC نیز صورت کسر، خود، کسری است که صورت و مخرجش احتمال‌های مشروط به فرضیهٔ تبیین‌گرند که به‌دلیل کذب این فرضیه (و درنتیجه، صفر بودن احتمال آن) تعریف نشده‌اند. بدین‌ترتیب، WHC نیز تعریف‌نشده است. هم‌چنین، اگر فرضیه‌ای کاذب باشد، احتمال عطف آن با هر گزارهٔ دیگر صفر است و بدین‌ترتیب انسجام فرضیه‌های یادشده براساس GC صفر می‌شود.

نکتهٔ دیگر این‌که، نتیجهٔ منطقیِ هیچ فرضیه‌ای نمی‌تواند احتمالی کم‌تر از احتمال خود فرضیه داشته باشد. ازاین‌رو، اگر احتمال فرضیه‌ای برابر یک باشد و نیز این فرضیه مستلزم شاهد خود باشد، احتمال شاهد برابر یک خواهد بود. دراین‌صورت، براساس WHC، انسجام همهٔ فرضیه‌هایی که مستلزم شواهد خودند یک‌سان و برابر یک است که خلاف شهود به‌نظر می‌رسد.

افزون‌براین، گلیمور (2015: 593) FC را غیرواقع‌بینانه (unrealistic) می‌داند. ازنظر او، دانشمندان و نظریه‌پردازان آمار و احتمالات نمی‌توانند ارزش P(E|~H) و P(H|~E) را مشخص کنند. برای نمونه، طبق قضیهٔ بیز برای P(H|~E) داریم:

$$P(H|{\sim}E) = \frac{P({\sim}E|H)P(H)}{P({\sim}E)} = \frac{P({\sim}E|H)P(H)}{P({\sim}E|H)P(H) + P({\sim}E|{\sim}H)P({\sim}H)}$$

دراین‌صورت، مشخص نیست که چگونه می‌توان احتمال مخرج (و به‌طور مشخص، P(~E|~H)) را تعیین کرد. گلیمور معتقد است که، در مقایسهٔ احتمال‌های پسینیِ فرضیه‌های رقیب، چون احتمال شاهد حذف می‌شود، ایراد بیان‌شده ظاهر نمی‌شود، اما در ارزیابیِ توان تبیینیِ این فرضیه‌ها در چهارچوب FC، به‌دلیل حضور احتمال شاهد، این اشکال آشکار می‌شود.

جدا از نقدهای گلیمور، GC مشکل دیگری دارد. اگر این ضابطه ملاک انتخاب بهترین تبیین قرار گیرد، لزوماً محتمل‌ترین تبیین به‌دست نمی‌آید. برای مثال، دو فرضیهٔ تبیین‌گر H_1 و H_2 را برای شاهد E در نظر می‌گیریم. هم‌چنین فرض می‌کنیم احتمال‌های تخصیص‌داده‌شدهٔ مرتبط از این قرار باشند: $P(H_1)=0.1$، $P(H_2)=0.2$، $P(E)=0.3$، $P(E|H_1)=0.5$، و $P(E|H_2)=0.3$. روشن است که این تخصیص‌ها اصل‌های موضوع احتمالات را برآورده می‌کنند. اکنون، با به‌کارگیریِ قضیهٔ بیز، داریم:

$$P(H_1|E)=\frac{P(E|H_1)P(H_1)}{P(E)}=\frac{0.5\times 0.1}{0.3}=0.16667$$
$$P(H_2|E)=\frac{P(E|H_2)P(H_2)}{P(E)}=\frac{0.3\times 0.2}{0.3}=0.20000$$

بنابراین، H_2 محتمل‌تر از H_1 است. بااین‌حال، GC چنین نتیجه می‌دهدکه H_1 منسجم‌تر از H_2 است:

$$\frac{P(H_1\&E)}{P(H_1\quad E)}=\left[\frac{1}{P(H_1|E)}+\frac{1}{P(E|H_1)}-1\right]^{-1}=\left[\frac{1}{0.16667}+\frac{1}{0.5}-1\right]^{-1}=0.14286$$
$$\frac{P(H_2\&E)}{P(H_2\quad E)}=\left[\frac{1}{P(H_2|E)}+\frac{1}{P(E|H_2)}-1\right]^{-1}=\left[\frac{1}{0.2}+\frac{1}{0.2}-1\right]^{-1}=0.11111$$

این مثال نمونه‌ای از آن دسته فرضیه‌هایی است که، گرچه انسجام بیش‌تری از فرضیه‌های رقیب دارند، به‌دلیل احتمال پیشینیِ کم‌تر، احتمال پسینیِ کم‌تری را در مقایسه با فرضیه‌های رقیب به‌دست می‌آورند.

درمجموع، باتوجه‌به فروکاسته شدن SC به ML و نارساییِ ML، نقدهای گلیمور دربارهٔ FC، GC، و WHC، و نیز اشکال اخیر درمورد GC، به‌نظر می‌رسد که هیچ‌یک از SC، FC، GC، و WHC نمی‌توانند ملاکی فراگیر برای سنجش میزان انسجامِ فرضیه‌های تبیین‌گر باشند.

۲.۴ رویکرد احتمالاتی به وحدت‌بخشی

یکی از ضابطه‌های احتمالاتی برای سنجشِ وحدت‌بخشیِ فرضیه‌ها ملاک مَک‌گِرو (McGrew 2003) است که به‌اختصار با MCU از آن یاد می‌کنیم. ازنظر مَک‌گِرو (ibid.: 562) وحدت‌بخشیِ یک فرضیه به‌میزان بستگیِ مثبت (positive relevance) شواهد به یک‌دیگر درپرتو آن فرضیه است. شواهد E_1، E_2، ...، و E_n درپرتو فرضیهٔ H بستگیِ مثبت به یک‌دیگر دارند، اگر و تنها اگر:

$$P(E_1\&\ldots\&E_n|H) > P(E_1|H) \times \ldots \times P(E_n|H)$$

هیچکاک (Hitchcock 2007: 438) نیز این نامساوی را بیان‌گر وحدت‌بخشیِ فرضیهٔ H درپرتو شواهد E_1، E_2، ...، و E_n می‌داند. بدین‌ترتیب، اگر E_1، E_2، ...، و E_n شواهدی باشند که دو فرضیهٔ H_1 و H_2 تبیین می‌کنند، H_1 وحدت‌بخش‌تر از H_2 است، اگر داشته باشیم:

$$\frac{P(E_1\&\ldots\&E_n|H_1)}{P(E_1|H_1) \times \ldots \times P(E_n|H_1)} > \frac{P(E_1\&\ldots\&E_n|H_2)}{P(E_1|H_2) \times \ldots \times P(E_n|H_2)}$$

نکتهٔ درخور توجه این است که نامساویِ بالا مقایسهٔ انسجام فرضیه‌های رقیب را در چهارچوب WHC (که در بخش قبل به آن پرداختیم) بیان می‌کند. بنابراین، اگر شرط بستگیِ مثبت شواهد به یک‌دیگر درپرتو فرضیه برآورده شود، مقایسهٔ وحدت‌بخشیِ فرضیه‌ها و انسجام آن‌ها می‌تواند در چهارچوب یک ضابطه انجام شود.

نزد مِروُلد (Myrvold 2003: 411)، وحدت‌بخشیِ یک فرضیه به‌اندازهٔ توانایی آن در ایجاد بستگیِ اطلاعاتی (informational relevance) میان شواهدی است که مستقل از یک‌دیگر به‌نظر می‌آیند. براین‌اساس، او توان فرضیهٔ H در وحدت‌بخشیِ شواهدِ E_1، E_2، ...، و E_n را برحسب ربط اطلاعاتی (informational relevance) تعریف می‌کند:

$$U^{(n)}(E_1, \ldots, E_n; H) = I^{(n)}(E_1, \ldots, E_n|H) - I^{(n)}(E_1, \ldots, E_n)$$

$$= log_2\left(\frac{P(E_1\&\ldots\&E_n|H)}{P(E_1|H) \times \ldots \times P(E_n|H)}\right) - log_2\left(\frac{P(E_1\&\ldots\&E_n)}{P(E_1) \times \ldots \times P(E_n)}\right)$$

ازنظر مِروُلد، اگر H وحدت‌بخشِ E_1، E_2، ...، و E_n باشد، داریم: $U^{(n)}(E_1,\ldots, E_n;H)>0$. ملاک وحدت‌بخشیِ مِروُلد را به‌اختصار MYU می‌نامیم.

نکتهٔ اساسی که شاپباخ (schupbach 2005: 595-597) درمورد این ملاک‌ها بیان می‌کند فروکاسته شدن MYU به MCU است. طبق استدلال شاپباخ، فرض می‌کنیم H_1 فرضیه‌ای وحدت‌بخش برای شواهد E_1، E_2، ...، و En باشد و فرضیهٔ H_2 نیز توان وحدت‌بخشیِ این شواهد را نداشته باشد. دراین‌صورت، برای H_2 داریم:

$$P(E_1\&\ldots\&E_n|H_2) = P(E_1|H_2) \times \ldots \times P(E_n|H_2)$$

با به‌کارگیریِ MYU برای H_1 و H_2 خواهیم داشت:

$$U^{(n)}(E_1, \dots, E_n; H_1) > U^{(n)}(E_1, \dots, E_n; H_2)$$
$$I^{(n)}(E_1, \dots, E_n|H_1) - I^{(n)}(E_1, \dots, E_n) > I^{(n)}(E_1, \dots, E_n|H_2) - I^{(n)}(E_1, \dots, E_n)$$
$$I^{(n)}(E_1, \dots, E_n|H_1) > I^{(n)}(E_1, \dots, E_n|H_2)$$
$$log_2\left(\frac{P(E_1\& \dots \&E_n|H_1)}{P(E_1|H_1) \times \dots \times P(E_n|H_1)}\right) > log_2\left(\frac{P(E_1\& \dots \&E_n|H_2)}{P(E_1|H_2) \times \dots \times P(E_n|H_2)}\right)$$
$$log_2\left(\frac{P(E_1\& \dots \&E_n|H_1)}{P(E_1|H_1) \times \dots \times P(E_n|H_1)}\right) > log_2(1)$$
$$log_2\left(\frac{P(E_1\& \dots \&E_n|H_1)}{P(E_1|H_1) \times \dots \times P(E_n|H_1)}\right) > 0$$

نامساویِ اخیر درصورتی برقرار است که داشته باشیم:

$$\frac{P(E_1\& \dots \&E_n|H_1)}{P(E_1|H_1) \times \dots \times P(E_n|H_1)} > 1$$

اما این نامساوی بیان‌گر وحدت‌بخشی برمبنـای MCU اسـت. بـدین‌ترتیـب، MYU بـه MCU فروکاسته می‌شود. برهمین‌قیاس، شاپیاخ اثبات می‌کند که، اگر H_1 وحدت‌بخش‌تر از H_2 باشد، ملاک‌های MCU و MYU هم‌ارز یک‌دیگر عمل می‌کنند.

باوجود توان‌مندیِ MYU، این ملاک از تیررس نقد فیلسوفان بیرون نمانده است.[۹] لِینگ (Lange 2004) بر این باور است که MYU آن‌قدر سهل‌گیر است که پاره‌ای از فرضـیه‌هـای غیروحدت‌بخش را در دامنهٔ فرضیه‌های وحدت‌بخـش جـای مـی‌دهـد و نیـز بـه‌انـدازه‌ای سخت‌گیر است که برخی فرضیه‌های وحدت‌بخش را غیروحدت‌بخش به‌شمار می‌آورد. او با دو مثال، که به‌ترتیب از فیزیک هسته‌ای و پزشکی اخذ شده‌اند، این دو نارسایی را نشـان می‌دهد. در چهارچوب مثال نخست، فرض می‌کنیم سه نحوهٔ واپاشیِ (decay) ممکن برای نوعی اتم رادیواکتیو از این قرار باشند: شانس گسـیل (emit) ذرهٔ آلفـا ۶۰ درصـد، شـانس گسیل الکترون ۲۰ درصد، و شانس گسیل پوزیترون ۲۰ درصـد اسـت. هـم‌چـنین، فـرض می‌کنیم دو اتم از این نوع در یک بازهٔ زمانیِ معین، مستقل از یک‌دیگر، واپاشی داشته باشند. اکنون فرضیهٔ h که می‌گوید «دو محصول واپاشی (decay prodt) به‌مثابهٔ ذره و پـادذره نـابود می‌شوند (و بدین‌ترتیب، علـی‌القاعـده ایـن دو ذره الکتـرون و پـوزیترون‌انـد)» را در نظـر می‌گیریم. افزون‌براین، دو فرضیهٔ p و q را به‌ترتیب با این دو محتـوا کـه «اتـم #1 الکتـرون گسیل می‌کند» و «اتم #2 پوزیترون گسیل می‌کند» فرض می‌گیریم. دراین‌صورت، براسـاس MYU و با به‌کارگیریِ چند جای‌گذاریِ ساده، U(p,q;h) چنین محاسبه می‌شود:

$$U(p,q;h) = I(p,q|h) - I(p,q) = \ log_2\left(\frac{P(p\&q|h)}{P(p|h)P(q|h)}\right) - log_2\left(\frac{P(p\&q)}{P(p)P(q)}\right)$$
$$= \ log_2\left(\frac{P(q|p\&h)}{P(q|h)}\right) - log_2\left(\frac{P(q|p)}{P(q)}\right)$$
$$= \ log_2\left(\frac{1}{0.5}\right) - log_2\left(\frac{0.2}{0.2}\right) = 1 - 0 = 1$$

بنابراین، MYU وحدت‌بخشیِ بالای h برای p و q را به‌دست می‌دهد. با استفاده از آموزهٔ شاپیاخ، می‌توان نظیر این مطلب را برای MCU نشان داد. اما نتیجهٔ حاصل‌شده خلاف شهود است، زیرا h، به‌لحاظ تبیینی و هستی‌شناختی (ontologically)، بر p و q تقدم ندارد و بدین‌ترتیب نمی‌تواند وحدت‌بخشِ p و q باشد.

مثال دومِ لِینگ نشان می‌دهد که فرضیهٔ h می‌تواند وحدت‌بخشِ p و q باشد، درحالی‌که U(p,q;h)>0 برقرار نیست. طبق این مثال، h، p، و q به‌ترتیب عبارت‌اند از «جُونز (Jones) به بیماریِ لوپوس اریتماتوز سیستماتیک[10] مبتلاست»، «جُونز پلوریتیس[11] دارد»، و «جُونز کهیر پروانه‌ای[12] دارد». پلوریتیس و کهیر پروانه‌ای دو نشانهٔ بیماریِ یادشده‌اند. احتمال‌های مرتبط با این موارد که یک پزشک تخصیص داده است از این قرارند: P(p)=0.055، P(q)=0.050، P(h)=0.035، P(p|h)=0.500، P(q|h)=0.650، P(h|p)=0.318، P(h|q)=0.455، P(h|p&q)=0.700. دراین‌صورت، نتیجه می‌شود P(p|q)=0.325 و P(q|p)=0.297. بدین‌ترتیب، ازآن‌جاکه P(p|q)>P(p) و P(q|p)>P(q)، p و q دو وضعیتِ وابسته‌به‌هم محسوب می‌شوند، شهودی که درپس این وابستگی قرار دارد این است که دو نشانهٔ یادشده نتیجهٔ یک بیماری‌اند. ازاین‌رو، فرض وجود این بیماری که علت مشترک (common cause) این دو نشانه است باید وحدت‌بخشِ آن‌ها باشد. بااین‌حال، MYU خلاف این را نشان می‌دهد: ازآن‌جاکه P(p|q&h)=P(p|h)=0.500 و درنتیجه P(q|p&h)= P(q|h)=0.650، داریم:

$$U(p,q;h) = I(p,q|h) - I(p,q) = \ log_2\left(\frac{P(p\&q|h)}{P(p|h)P(q|h)}\right) - log_2\left(\frac{P(p\&q)}{P(p)P(q)}\right)$$
$$= \ log_2\left(\frac{P(q|p\&h)}{P(q|h)}\right) - log_2\left(\frac{P(q|p)}{P(q)}\right)$$
$$= \ log_2(1) - log_2\left(\frac{0.297}{0.050}\right)$$
$$= \ -log_2(5.94) \approx -2.57$$

شاپباخ (2005) هر دو استدلال لِینگ را وامی‌زند. استدلال او درمورد مثال نخست لِینگ این است که لزومی ندارد فرضیهٔ تبیین‌گر بر پدیدهٔ نیازمند تبیین تقدم هستی‌شناختی داشته باشد. برای مثال، هنگامی‌که شماری میهمان برای صرف کیک شکلاتی در منزل میزبان گرد می‌آیند، پخت کیک حضور پیش‌تر آنان در منزل میزبان را تبیین می‌کند؛ اگرچه کیک پس‌از حضور میهمانان طبخ شده است و بر آن تقدم هستی‌شناختی ندارد. افزون‌براین، شاپباخ معتقد است وحدت‌بخشی یکی از مزیت‌های تبیین‌گر است و چه‌بسا یک فرضیهٔ وحدت‌بخش، به‌دلیل فقدان دیگر مزیت‌های تبیین‌گر، فرضیهٔ تبیین‌گر نباشد.

استدلال نخست شاپباخ صحیح است، اما استدلال دوم او نادرست به‌نظر می‌رسد. توضیح این‌که، شاپباخ، به‌پشتوانهٔ فقدان دیگر مزیت‌های تبیین‌گر، خاصیت تبیین‌گریِ وحدت‌بخشی را نادیده می‌گیرد و بدین‌ترتیب وحدت‌بخشیِ بدون تبیین‌گری را پیش می‌کشد. ما می‌پذیریم که فقدان برخی مزیت‌های تبیین‌گر ممکن است مانع ارزیابیِ کاملِ میزان تبیین‌گریِ یک فرضیه و درنتیجه مانع انتخاب بهترین تبیین شود، اما این مسئله ربطی به خاصیت تبیین‌گریِ مزیت‌های به‌کارگرفته‌شدهٔ موجود ندارد؛ به‌ویژه در وضعیت‌هایی که شرایط این مزیت‌ها برآورده شده باشند. ممکن است با درنظرگرفتن یک مزیت تبیین‌گر فرضیه‌ای ترجیح یابد و با لحاظ‌کردن دیگر مزیت‌های تبیین‌گر درکنار آن فرضیهٔ دیگر؛ اما این اختلاف خاصیت تبیین‌گری را از مزیت‌ها سلب نمی‌کند و تنها این مسئله را پیش می‌نهد که چگونه مزیت‌ها را اولویت‌بندی کنیم. افزون‌براین، شاپباخ تبیین‌گر بودن یک مزیت را به دیگر مزیت‌های تبیین‌گر منوط می‌کند، اما توضیح نمی‌دهد که چگونه ممکن است یک مزیت تبیین‌گر به‌تنهایی فاقد خاصیت تبیین‌گری باشد و با لحاظ‌کردن دیگر مزیت‌های تبیین‌گر واجد آن شود.

دربارهٔ مثال دوم لِینگ، شاپباخ معتقد است که علت مشترک وحدت‌بخش نیست و ازاین‌رو مثال بیان‌شده را نادرست می‌داند. پیشنهٔ بحث علت مشترک را باید در اصل علت مشترک رایشنباخ (Reichenbach's common cause principle) (1956: 157-167) جست. طبق اصل یادشده، اگر برای دو شاهدِ E_1 و E_2 داشته باشیم $P(E_1\&E_2)>P(E_1)P(E_2)$، E_1 و E_2 علتی مشترک مانند C دارند که شرط‌های زیر را برآورده می‌کند:

$$P(E_1\&E_2|C) = P(E_1|C)P(E_2|C)$$
$$P(E_1\&E_2|\sim C) > P(E_1|\sim C)P(E_2|\sim C)$$
$$P(E_1|C) > P(E_1|\sim C)$$
$$P(E_2|C) > P(E_2|\sim C)$$

این شرط‌ها به چنگال مرتبط‌کننده (cunjunctive fork) مشهورند. می‌توانیم رویکرد رایشنباخ را، به‌پیروی از شورتز (Schurz 2008: 221-222)، مدل وحدت‌بخشیِ رایشنباخ (RU) بنامیم. اما شرط نخستِ چنگال مرتبط‌کننده، که شرط رایشنباخ (Reichenbach Condition) نامیده می‌شود، آشکارا ناقض بستگیِ مثبت شواهد درپرتو فرضیهٔ تبیین‌گر (و درنتیجه، خلاف MCU و MYU) است. ازاین‌رو، مَک‌گِرو (2003: 563) و شاپیاخ (2005: 605-6-7) علت مشترک را وحدت‌بخش نمی‌دانند.

اما استدلال شاپیاخ و مَک‌گِرو محل تردید است، زیرا مشخص نیست که چرا باید شهود خود دربارهٔ وحدت‌بخشیِ RU را به‌دلیل ناتوانیِ MCU و M در فراگرفتن آن کنار بگذاریم. بااین‌حال، جدا از نقدهای بیان‌شده، هر سه ملاک MCU، MYU، و RU با مشکلی اساسی روبه‌رو هستند. چنان‌که مَکونیس (Mackonis 2013: 984-985) نشان می‌دهد، این سه ملاک شمار انواع پدیده‌هایی را که یک فرضیه به آن‌ها وحدت می‌بخشد نادیده می‌گیرند و ازاین‌رو خلاف شهود عمل می‌کنند. برمبنای این سه ملاک، وحدت‌بخشیِ همهٔ فرضیه‌هایی که مستلزم شواهدند یک‌سان و برابر صفر است، حتی اگر یکی از آن‌ها در مقایسه با دیگری انواع بیش‌تری از پدیده‌ها را وحدت ببخشد. برای مثال، اگر H_1 و H_2 دو فرضیه ازاین‌دست باشند که اولی سه نوع پدیده و دومی هفت نوع پدیده را تبیین می‌کند، براساس MCU و MY، وحدت‌بخشیِ هر دوی آن‌ها صفر است، زیرا

$$P(E_1\&E_2\&E_3|H_1) = P(E_1|H_1)P(E_2|H_1)P(E_3|H_1) = 1$$
$$P(E_1\&\dots\&E_7|H_2) = P(E_1|H_2)\times\dots\times P(E_7|H_2) = 1$$

این نقد درمورد فرضیه‌هایی که مستلزم شواهد نیستند نیز می‌تواند صادق باشد. فرضیه‌هایی که میزان وحدت‌بخشیِ آن‌ها براساس MCU و MYU برابر است، اما شمار انواع پدیده‌هایی که تبیین می‌کنند متفاوت است در این دسته جای دارند. افزون‌براین، علت‌های مشترکی که چنگال مرتبط‌کننده را برآورده می‌کنند، اما شمار متفاوتی از پدیده‌ها را وحدت می‌بخشند نیز از این گروه‌اند. بدین‌ترتیب، RU نیز با این مشکل روبه‌روست.

درمجموع، هر سه ملاک MCU، MYU، و RU با این مشکل اساسی روبه‌رو هستند که شمار انواع پدیده‌هایی را که فرضیه‌ها وحدت می‌بخشند در سنجش میزان وحدت‌بخشیِ آن‌ها وارد نمی‌کنند. ازاین‌رو، هیچ‌یک از این ملاک‌ها نمی‌توانند ملاکی مناسب برای ارزیابیِ وحدت‌بخشیِ فرضیه‌های تبیین‌گر باشند.

۳.۴ رویکرد احتمالاتی به توان تبیینی

شاپباخ و اِسپرِنگِر (2011) ادعا می‌کنند که ضابطهٔ احتمالاتیِ ارائه‌شده ازسوی ایشان، که آن را به‌اختصار SSE می‌نامیم، توان تبیینیِ فرضیه‌های تبیین‌گر را مشخص می‌کند. ضابطهٔ بیان‌شده از این قرار است:

$$\frac{P(H|E) - P(H|{\sim}E)}{P(H|E) + P(H|{\sim}E)}$$

کروپی و تِنتوری (Tentori and Crupi 2007) ضابطهٔ دیگری را برای سنجش توان تبیینیِ فرضیه‌ها ارائه داده‌اند. این ضابطه (CTE) چنین صورت‌بندی شده است:

$$\begin{cases} \dfrac{P(E|H) - P(E)}{1 - P(E)}, if \;\; P(E|H) \geq P(E) \\ \dfrac{P(E|H) - P(E)}{P(E)}, if \;\; P(E|H) < P(E) \end{cases}$$

نقد گلیمور، که در بخش ۴.۱ بیان کردیم، این دو ملاک را نیز هدف قرار داده است. اشکال این دو ملاک آن است که، اگر فرضیهٔ تبیین‌گر صادق مستلزم شاهد (شواهد) خود باشد، توان تبیینیِ آن در چهارچوب SSE و CTE تعریف‌نشده خواهد بود؛ زیرا $P(H|{\sim}E) = \frac{P(H|{\sim}E)P(H)}{P({\sim}E)}$ و $\frac{P(E|H)-P(E)}{1-P(E)}$، به‌دلیل این‌که احتمال شاهد برابر یک است، تعریف‌نشده‌اند. افزون‌براین، به‌آسانی می‌توان نشان داد که نقد گلیمور دربارهٔ غیرواقع‌بینانه بودن FC درمورد SSE نیز وارد است.

علاوه‌بر نقدهای گلیمور، CTE مشکل دیگری دارد. درمقام ارزیابیِ فرضیه‌های رقیب، این ملاک در قالب ML ظاهر می‌شود و ازاین‌رو ایرادهای آن را به‌همراه دارد. برای نشان‌دادن این مطلب، وضعیت‌های متفاوتی را در نظر می‌گیریم، به‌گونه‌ای‌که یا هر دو فرضیهٔ رقیب در قالب یکی از رابطه‌های بیان‌شده در CTE ارزیابی می‌شوند یا هر دوی آن‌ها از دو رابطهٔ جداگانهٔ CTE پیروی می‌کنند. برای حالت اول، فرض می‌کنیم دو فرضیهٔ تبیین‌گرِ H_1 و H_2 داشته باشیم که $P(E|H_1) \geq P(E)$ و $P(E|H_2) \geq P(E)$. بدین‌ترتیب، طبق ETC، توان تبیینیِ H_1 درصورتی بیش‌تر از H_2 است که نامساویِ زیر برقرار باشد:

$$\frac{P(E|H_1) - P(E)}{1 - P(E)} > \frac{P(E|H_2) - P(E)}{1 - P(E)}$$

نامساویِ بالا معادل $P(E|H_1)\geq P(E|H_2)$ است و بدین‌ترتیب CTE چیزی بیش از ML نخواهد بود. برهمین‌قیاس، می‌توان نشان داد که، اگر $P(E|H_1)<P(E)$ و $P(E|H_2)<P(E)$، CTE باز به‌شکل ML ظاهر می‌شود و درنتیجه نارسایی‌های آن را خواهد داشت.

اکنون وضعیتی را در نظر می‌گیریم که هریک از دو فرضیهٔ رقیب از دو رابطهٔ جداگانهٔ CTE پیروی می‌کنند. برای مثال، فرض می‌کنیم H_1 و H_2 به‌گونه‌ای باشند که $P(E|H_1)\geq P(E)$ و $P(E|H_2)<P(E)$. دراین‌صورت، توان تبیینیِ H_1 بیش‌تر از H_2 است، اگر

$$\frac{P(E|H_1)-P(E)}{1-P(E)}>\frac{P(E|H_2)-P(E)}{P(E)}$$

بدین‌ترتیب خواهیم داشت:

$$P(E)\times(1-P(E))\times\frac{P(E|H_1)-P(E)}{1-P(E)}>P(E)\times(1-P(E))\times\frac{P(E|H_2)-P(E)}{P(E)}$$

$$P(E)\times(P(E|H_1)-P(E))>(1-P(E))\times(P(E|H_2)-P(E))$$

(I)

حال، باتوجه‌به این‌که $0\leq P(E|H_1)-P(E)\leq 1$ و $0<P(E)\leq 1$، داریم:

$$P(E|H_1)-P(E)\geq P(E)\times(P(E|H_1)-P(E))$$

(II)

هم‌چنین، چون $-1\leq P(E|H_2)-P(E)<0$ و $0<1-P(E)\leq 1$ داریم:

$$(1-P(E))\times(P(E|H_2)-P(E))\geq P(E|H_2)-P(E)$$

(III)

از نامساوی‌های (I)، (II)، و (III) نتیجه می‌شود:

$$P(E|H_1)-P(E)>P(E|H_2)-P(E)$$

اما این نامساوی معادلِ $P(E|H_1)\geq P(E|H_2)$ است. بدین‌ترتیب، CTE هم‌چنان درقالب ML ظاهر می‌شود.

۵. نتیجه‌گیری

چنان‌که درآغاز بیان کردیم، هدف اصلیِ این نوشتار واکاویِ ملاک‌های احتمالاتیِ مرتبط با IBE در مواجهه با ایراد وُلتِر بود. می‌خواستیم بدانیم که، چنان‌چه ضابطه‌های احتمالاتیِ

ارائه‌شده برای ارزیابیِ فرضیه‌های تبیین‌گر ملاک انتخاب بهترین تبیین قرار گیرند، آیا این اطمینان وجود خواهد داشت که محتمل‌ترین تبیین به‌دست آید؟ بدین‌منظور، نخست ملاک‌های احتمالاتی مرتبط با IBE را در سه دستهٔ ملاک‌های معطوف به قضیهٔ بیز، ملاک‌های معطوف به نظریهٔ تأیید، و ملاک‌های معطوف به مزیت‌های تبیین‌گر جای دادیم. در بخش دوم، ملاک‌های معطوف به قضیهٔ بیز را بررسی کردیم. این واکاوی نشان داد که هیچ‌یک از ملاک‌های معطوف به قضیهٔ بیز، به‌طور مشخص MPE و ML، نمی‌توانند بهترین تبیین را تحدید کنند. بخش سوم به ملاک‌های ارائه‌شده در چهارچوب نظریهٔ تأیید اختصاص یافت. دیدیم که شرط ملاکِ تأیید به‌گونه‌ای است که تأیید بیش‌تر فرضیهٔ تبیین‌گر لزوماً به‌منزلهٔ محتمل‌تر بودن آن نیست. در بخش چهارم، ملاک‌های معطوف به مزیت‌های تبیین‌گر را واکاوی کردیم. ازمیان ملاک‌های مربوط به انسجام، SC با فروکاسته شدن به ML مشکلات آن را در پی دارد؛ FC، GC، و WHC نمی‌توانند انسجام بسیاری از نظریه‌های علمی گذشته را مشخص کنند. افزون‌براین، FC غیرواقع‌بینانه است، WHC میزان انسجام همهٔ نظریه‌هایی را که مستلزم شواهد خودند یک‌سان می‌داند، و GC در شرایطی که ملاک انتخاب بهترین تبیین قرار گیرد لزوماً محتمل‌ترین تبیین را به‌دست نمی‌دهد. درمورد ملاک‌های مربوط به وحدت‌بخشی، توضیح دادیم که دو ملاک MCU و MYU را می‌توان به یک‌دیگر فروکاست. بااین‌حال، مثال نقض لینگ نشان می‌دهد که MYU شرط لازم وحدت‌بخشی نیست. جدا از این، MCU، MYU، و RU، هر سه، خلاف شهود عمل می‌کنند، زیرا وحدت‌بخشیِ همهٔ نظریه‌هایی که مستلزم شواهد خودند طبق این ملاک‌ها صفر است؛ چه این نظریه‌ها دو نوع پدیده را تبیین کنند و چه ده نوع پدیده را. دو ملاک SSE و CTE که توان تبیینیِ نظریه‌ها را نشان می‌دهند درمعرض نقدهای واردشده به ملاک انسجام قرار دارند. علاوه‌براین، در ارزیابیِ توان تبیینیِ نظریه‌ها، CTE به ML فروکاسته می‌شود و درنتیجه مشکلات آن را دارد. بنابراین، ملاک‌های احتمالاتیِ ارائه‌شده ازپس تحدید بهترین تبیین (به‌گونه‌ای‌که محتمل‌ترین تبیین را به‌دست دهد) برنمی‌آیند.

پی‌نوشت‌ها

۱. ازمیان پرکاربردترین مزیت‌های تبیین‌گر می‌توان انسجام (coherence)، سادگی (simplicity)، وحدت‌بخشی (unification)، عدم اصلاح موضعی (non-ad Hocness)، باروری (fertility)، و ژرفا (depth) را نام برد. برای آگاهی بیش‌تر از این ملاک‌ها، بنگرید به اعتمادالاسلامی بختیاری و موسوی کریمی ۱۳۹۴.

۲ . Voltaire's objection. در نمایش‌نامهٔ *کاندید*، اثر وُلتِر، شخصیتی به نام دکتر پنگلـوس (Pangloss) حضور دارد که طرف‌دار سرسخت نظریهٔ بهترین جهـان ممکـن لایـب‌نیـتس اسـت. وُلتِـر او را به‌تمسخر می‌گیرد. نام‌گذاری لیپتون به این داستان اشاره می‌کند.

۳. این تقسیم‌بندی توسیعِ تقسیم‌بندیِ گِلَس (2007, 2012) است. او ملاک‌های احتمالاتی را در سـه دستهٔ رویکردهای مستقیماً مبتنی‌بـر قضـیهٔ بیـز (approaches based directly on Bayes' theorem)، رویکردهای مبتنی‌بـر نظریـهٔ تأییـد (approaches based on confirmation theory)، و رویکردهـای مبتنی‌بر انسجام (approaches based on coherence) برشمرده اسـت. در ایـن‌جـا، ضـمن مـرور و بررسیِ دستهٔ نخست و توسیع دستهٔ دوم به ملاک‌های تأییدی که در دامنهٔ ارزیابیِ گِلَـس جـای نگرفته‌اند، در دستهٔ سوم، علاوه‌بر انسـجام، مـلاک‌هـای معطـوف بـه مزیـت‌هـای تبیـین‌گـر و رویکردهای احتمالاتی به وحدت‌بخشی و توان تبیینی را واکاوی می‌کنیم.

۴. روشن است که، در این نوشتار، IBE درمقام داوری (context of justification) واکاوی مـی‌شـود. بااین‌حال، ایفای نقش IBE درمقام گردآوری (context of discovery) یکی از مزیت‌های این شیوهٔ استدلال به‌شمار می‌آید. برای آگاهی بیش‌تر، بنگرید به Lipton 2004: 67, 82-83.

۵. شیوه‌هایی که پِرل (Pearl 1988) و شیمونی (Shimony 1994) در پژوهش‌های خود پیش‌گرفته‌انـد دو نمونه ازاین‌دست به‌شمار می‌آیند.

۶. ایلس و فیتِلسُـون (Eells and Fitelson 2002) دسـته‌بنـدیِ مناسـبی از نظریـه‌پـردازان و مـدافعان ملاک‌های d، s، r، τ، و l ارائه داده‌اند. براین‌اساس، از کسانی که از ملاک d دفاع کرده‌اند یا آن را به‌کار گرفته‌اند، می‌توان ایلس (Eells 11982)، گیلیز (Gillies 1986)، ایرمَن (Earman 1992)، جِفری (Jeffrey 1992)، رُزن‌کِرانتز (Rosenkrantz 1994) را نام برد. مـلاک s را کریستِنسِـن (Christensen 1999) و جُویس (Joyce 1999) حمایت کرده یا به‌کار گرفته‌اند. ملاک r را کینـز (Keynes 1921)، مَکی (Mackie 1969)، هُورویچ (Horwich 1982)، مـیلن (Milne 1995; Milne 1996)، اِشلِسـینجر (Schlesinger 1995)، و پُلارد (Pollard 1999) حمایت کرده یا به‌کار گرفته‌اند. ملاک τ بـه کارنَـپ (Carnap 1962) مربوط می‌شود. ملاک l را کِمِنی و اُپنهایم (Kemeny and Oppenheim 1952)، گود (Good 1984)، هِکِرمَن (Heckerman 1988)، پِرل (Pearl 1988)، شیم (Schum 1994)، و فیتلسُـون (Fitelson 2001 a; Fitelson 2001 b) حمایت کرده یا به‌کـار گرفتـه‌انـد. مـلاک ld در دسـته‌بنـدیِ فیتلسُون جای ندارد و همان‌گونه‌که زالابارادو (Zalabarado 2009: 631, fn. 3) بیان می‌کند، حامیانِ بسیار معدودی مانند نُوزیک (Nozick 1981) دارد. مـلاک cf در هـیچ‌یـک از تقسـیم‌بنـدی‌هـای فیتلسُون و زالابارادو بیان نشده است. این ملاک از ملاک‌های اخیری است که برای تأییـد ارائـه شده‌اند و کروپی و دیگران (Crupi et al. 2007) و نیز کروپی و تِنتوری (Crupi and Tentori 2013) از آن حمایت کرده‌اند.

۷. یادآوری می‌شود که، طبق یکی از اصل‌های موضوع احتمال، داریم: $P(A|B)=P(A\&B)/P(B)$.

۸. تاکنون هیچ ضابطهٔ احتمالاتی، آن‌گونه‌که برای انسجام، وحدت‌بخشی، و توان تبیینی بیان خواهیم کرد، برای سادگی ارائه نشده است. گذشته‌ازاین، «برای این‌که شخص فرضیه‌های ساده‌تر را محتمل‌تر از فرضیه‌های پیچیده بداند، باید سادگیِ کل جهان را محتمل‌تر از پیچیده بودن کل آن بداند» (Swinburne 1997: 43). اما دلیلی برای این پیش‌فرض هستی‌شناختی نداریم. ممکن است برخی همین را دربارهٔ وحدت‌بخشی جاری بدانند. بااین‌حال، به‌نظر می‌رسد این مطلب درمورد سادگی وضوح بیش‌تری دارد.

۹. مِروُلد نمونه‌هایی از تاریخ علم می‌آورد که مؤید توان‌مندیِ ملاک اوست. برای مثال، ملاک وحدت‌بخشیِ مِروُلد ترجیح هیئت خورشیدمرکزی بر هیئت زمین‌مرکزی و نیز استنتاج قانون عکس مجذور (گرانش) ازجانب نیوتون را تبیین می‌کند.

۱۰. لوپوس آریتماتوز سیستمیک (systemic lupus erythematosus) نوعی بیماری خودایمنی (autoimmune disease) است که در آن سیستم دفاعی بدن ارگان‌ها و بافت‌های پیوندیِ خود را هدف قرار می‌دهد و به آن‌ها آسیب می‌رساند.

۱۱. پلوریتیس (pleuritis) التهاب و تحریک غشای نازک دولایه‌ای موسوم به پردهٔ جنب (pleura) است که سطح ریه‌ها و قفسهٔ سینه را می‌پوشاند.

۱۲. کهیر پروانه‌ای (malar rash; butterfly rash) ظاهر شدن لکه‌ها و جوش‌های سرخ روی پوست بینی و گونه‌هاست، به‌نحوی‌که شکلی مانند پروانه در صورت نقش می‌بندد.

کتاب‌نامه

اعتمادالاسلامی بختیاری، سیدمحمدمهدی و میرسعید موسوی کریمی (۱۳۹۴)، «ارتباط مزیت‌های تبیین‌گر با یک‌دیگر و محدودیت "ایراد هانگِرفورد"»، *ذهن*، ۶۳.

Carnap, R. (1962), *Logical Foundations of Probability*, 2nd edition, Chicago: University of Chicago Press.

Chajewska, U. and J. Y. Halpern (1997), "Defining Explanation in Probabilistic Systems", in: *Proceedings of the 13th Conference on Uncertainty in AI*.

Christensen, D. (1999), "Measuring Confirmation", *Journal of Philosophy*, vol. 96, no. 9.

Crupi, V., K. Tentori, and M. Gonzalez (2007), "on Bayesian Measures of Evidential Support: Theoretical and Empirical Issues", *Philosophy of Science*, vol. 74, no. 2.

Crupi, V. and K. Tentori (2012), "a Second Look at the Logic of Explanatory Power (with Two Novel Representation Theorems)", *Philosophy of Science*, vol. 79. No. 3.

Crupi, V. and K. Tentori (2013), "Confirmation as Partial Entailment: a Representation Theorem in Inductive Logic", *Journal of Applied Logic*, vol. 11, no. 4.

Earman, J. (1992), *Bayes or Bust: a Critical Examination of Bayesian Confirmation Theory*, Cambridge: MIT Press.

Eells, E. (1982), *Rational Decision and Causality*, Cambridge: Cambridge University Press.

Eells, E. and B. Fitelson (2002), “Symmetries and Asymmetries in Evidential Support”, *Philosophical Studies*, vol. 107, no. 2.

Fitelson, B. (2001 a), “A Bayesian Account of Independent Evidence with Applications”, *Philosophy of Science*, vol. 68, no. 3.

Fitelson, B. (2001 b), *Studies in Bayesian Confirmation Theory*. Ph.D. thesis, University of Wisconsin, Madison.

Fitelson, B. (2003), “A Probabilistic Theory of Coherence”, *Analysis*, vol. 63, no. 3.

Gillies, D. (1986), “in Defense of the Popper-Miller Argument”, *Philosophy of Science*, vol. 53, no. 1.

Glass, D. H. (2002), “Coherence, Explanation, and Bayesian Networks”, in: *Artificial Intelligence and Cognitive Science*, M. O’Neill, R. Sutcliffe, C. Ryan, M. Eaton, and N.J. L. Griffith (eds.), New York: Springer-Verlag.

Glass, D. H. (2007), “Coherence Measures and Inference to the Best Explanation”, *Synthese*, vol. 157, no. 3.

Glass, D. H. (2012), “Inference to the Best Explanation: Does It Track Truth?”, *Synthese*, vol. 185, no. 3.

Glymour, C. (2015), “Probability and the Explanatory Virtues”, *British Journal for the Philosophy of Science*, vol. 66, no. 3.

Good, I. (1984), “the Best Explicatum for Weight of Evidence”, *Journal of Statistical Computation and Simulation*, vol. 19, no. 4.

Heckerman, D. (1988), “an Axiomatic Framework for Belief Updates”, in: *Uncertainty in Artificial Intelligence*, L. Kanal and J. Lemmer (eds.), New York: Elsevier Science Publishers.

Hitchcock, C. (2007), “the Lovely and the Probable”, *Philosophy and Phenomenological Research,* vol. 74, no. 2.

Horwich, P. (1982), *Probability and Evidence*. Cambridge: Cambridge University Press.

Jeffrey, R. (1992), *Probability and the Art of Judgment*, Cambridge: Cambridge University Press.

Joyce, J. (1999), *the Foundations of Causal Decision Theory*, Cambridge: Cambridge University Press.

Kemeny, J. and P. Oppenheim (1952), “Degrees of Factual Support”, *Philosophy of Science*, vol. 19, no. 2.

Keynes, J. (1921), *a Treatise on Probability*, London: Macmillan.

Lange, M. (2004), “Bayesianism and Unification: a Reply to Wayne Myrvold”, *Philosophy of Science*, vol. 71, no. 2.

Lipton, P. (2001), "Is Explanation a Guide to Inference? a Reply to Wesley C. Salmon", in: *Explanation: Theoretical Approaches and Applications*, G. Hon and S. S. Rakover (eds.), Dordrecht: Kluwer.

Lipton, P. (2004), *Inference to the Best Explanation*, London: Routledge.

Mackie, J. (1969), "the Relevance Criterion of Confirmation", *the British Journal for the Philosophy of Science*, vol, 20. no. 1.

Mackonis. A. (2013), "Inference to the Best Explanation, Coherence and Other Explanatory Virtues", *Synthese*, vol. 190, no. 6.

McGrew, T. (2003), "Confirmation, Heuristics, and Explanatory Reasoning", *the British Journal for the Philosophy of Science*, vol. 54, no. 4.

Milne, P. (1995), "a Bayesian Defence of Popperian Science?", *Analysis*, vol. 55, no. 3.

Milne, P. (1996), "Log [$P(h/eb)/P(h/b)$] is the One True Measure of Confirmation", *Philosophy of Science*, vol. 63, no. 1.

Myrvold, W. C. (2003), "a Bayesian Account of the Virtue of Unification", *Philosophy of Science*, vol. 70, no. 2.

Nozick, R. (1981), *Philosophical Explanations*, Cambridge: Harvard University Press.

Pearl, J. (1988), *Probabilistic Reasoning in Intelligent Systems*, San Mateo: Morgan Kaufman.

Pollard, S. (1999), "Milne's Measure of Confirmation", *Analysis*, vol. 59, no. 4.

Psillos, S. (2002), "Simply the Best: A Case for Abduction", in: *Computational Logic: Logic Programming and Beyond*, A. C. Kakas and F. Sadri (eds.), Berlin-Heidelberg: Springer, part of *Lecture Notes in Computer Science*, vol. 2408.

Reichenbach, H. (1956), *the Direction of Time*, Los Angeles, CA: University of California Press.

Rosenkrantz, R. (1994), "Bayesian Confirmation: Paradise Regained", *the British Journal for the Philosophy of Science*, vol. 71, no. 4.

Shimony, S. (1994), "Finding Maps for Belief Networks Is NP-hard", *Artificial Intelligence*, vol. 68, issue 2.

Schlesinger, G. (1995), "Measuring Degrees of Confirmation", *Analysis*, vol. 55, no.3

Schum, D. (1994), *the Evidential Foundations of Probabilistic Reasoning*, New York: John Wiley and Sons.

Schupbach, J. N. (2005), "On a Bayesian Analysis of the Virtue of Unification", *Philosophy of Science*, vol. 72, no. 4.

Schupbach, J. and J. Sprenger (2011), "the Logic of Explanatory Power", *Philosophy of Science*, vol. 78, no. 1.

Schurz, G. (2008), "Patterns of Abduction", *Synthese*, vol. 164, no. 2.

Shogenji, T. (1999), "Is Coherence Truth Conducive?", *Analysis*, vol. 59, no. 264.

Swinburne, R. (1997), *Simplicity as Evidence of Truth*, the Aquinas Lecture, Milwaukee: Marquette University Press.

Van Fraassen, B. C. (1980), *the Scientific Image*, Oxford: Oxford University Press.

Walker, D. (2012), "a Kuhnian Defence of Inference to the Best Explanation", *Studies in History and Philosophy of Science*, vol. 43, no. 1.

Wheeler, G. (2009), "Focused Correlation and Confirmation", *the British Journal for the Philosophy of Science*, vol. 60, no.1.

Zalabardo, J. (2009), "an Argument for the Likelihood-ratio Measure of Confirmation", *Analysis*, vol. 69, issue 4.