منطق‌پژوهی، پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
دوفصل‌نامهٔ علمی ـ پژوهشی، سال هشتم، شمارهٔ دوم، پاییز و زمستان ۱۳۹٦، ۲۵–٤۸

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 در دستِ بررسی ارائه می‌دهد، احتمالاً صادق است. یکی از مهم‌ترین چالش‌های پیش روی این نحوهٔ استدلال "ایراد وُلتِر" است. مطابق این اشکال، دلیلی نداریم که ملاک‌های انتخاب بهترین تبیین، موسوم به مزیت‌های تبیین‌گر، محتمل‌ترین تبیین ـ یعنی تبیینی که نسبت به دیگر تبیین‌های رقیب از احتمال صدق بیش‌تری برخوردار است– را به دست دهند. هدف اصلیِ این نوشتار، واکاوی ملاک‌های احتمالاتیِ مرتبط با IBE در مواجهه با ایراد وُلتِراست. به بیان دقیق‌تر، در پی آنیم که چنان‌چه ضابطه‌های احتمالاتیِ ارائه شده برای ارزیابیِ فرضیه‌های تبیین‌گر، ملاک انتخاب بهترین تبیین قرار گیرند، آیا این اطمینان وجود خواهد داشت که محتمل‌ترین تبیین به دست آید؟ در این راستا، 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 ارائه شده از پس تحدید بهترین تبیین ـ به گونه‌ای که محتمل‌ترین تبیین را به دست دهد– بر نمی‌آیند.

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: ۱۳۹٦/۰۸/۰۱

F مجموعه‌ای از امور واقع (facts) است.
فرضیهٔ H، F را تبیین می‌کند.
هیچ فرضیهٔ در دسترس دیگری نمی‌تواند F را به خوبیِ H تبیین‌کند.
بنابر این، H احتمالاً صادق است.

چنان‌که آشکار است این شیوهٔ استدلال دو گام اساسی دارد: یکی انتخاب بهترین فرضیهٔ تبیین‌گر، یا به اختصار بهترین تبیین، از میان فرضیه‌های تبیین‌گرِ رقیب؛ و دیگر، معرفی بهترین تبیین به عنوان تبیینی که نسبت به دیگر تبیین‌های رقیب از احتمال صدق بیش‌تری برخوردار است؛ یعنی محتمل‌ترین تبیین. البته، مراد فیلسوفان از این که "بهترین تبیین احتمالاً صادق است" متفاوت از یک‌دیگر است. پاره‌ای از ایشان 'احتمال' را به معنایی غیر فنی به‌کار می‌گیرند. برای نمونه، هنگامی که سیلوس از احتمال صدق بهترین تبیین در IBE سخن می‌گوید، تصریح می‌کند لفظ 'احتمالاً' متضمن هیچ تفسیر خاصی از احتمالات نیست؛ بلکه صرفاً بدین معنا است که نتیجه بـه شکل قیاسی (deductive) از دل مقدمات بیرون نمی‌آید (Psillos, 2002: 614, fn.17). در سوی دیگر، مراد از 'احتمال' صدق بهترین تبیین، رویکرد رایجی است که بنا بر آن، 'این قاعده [IBE] همچنان می‌تواند اعتمادپذیر (reliable) باشد؛ به این معنا که از مقدمات صادق اغلب به نتیجهٔ صادق می‌رسد' (Douven, 2002: 355). به بیان دقیق‌تر، نتیجهٔ IBE به احتمال زیاد صادق است. اگر این باور صحیح باشد، می‌توانیم بگوییم که IBE منتهی به صدق (truth-conducive) می‌شود. بنا بر خوانش محدودتری از رویکرد اخیر، چنان‌چه نتوانیم از اعتمادپذیریِ این نحوهٔ استدلال دفاع کنیم، دست کم می‌توانیم سبگوییم که همواره بهترین تبیین از دیگر تبیین‌های در دسترس (ارزیابی شده) احتمال صدق بالاتری دارد. بدین ترتیب، با دو رویکرد به IBE روبرو هستیم که هر کدام به نحوی ادعای صدق باورهای به دست آمده از طریق این استدلال را دارند. تفاوت اساسی این دو خوانش در آن است که یکی احتمال صدق بهترین تبیین را بـه طور مطلق بالا می‌داند، اما دیگری تنها می‌گوید احتمال صدق بهترین تبیین از دیگر تبیین‌های در دسترس بیش‌تر است.

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

دست دهند[1]. این چالش را لیپتُون (Lipton, 2004: 70) "ایراد وُلتِر[2]" 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 وُلتِراست. به بیانِ دقیق‌تر، در پیِ آنیم که چنان‌چه ضابطه‌های احتمالاتیِ ارائه شده برای ارزیابیِ فرضیه‌های تبیین‌گر، ملاک انتخاب بهترین تبیین قرار گیرند، آیا اینِ اطمینان وجود خواهد داشت که محتمل‌ترین تبیین به دست آید؟ در این راستا، 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 ٤) بررسی می‌کنیم[3]. این واکاوی نشان می‌دهد که هیچ‌یک از ضابطه‌های ارائه شده از پس تحدید بهترین تبیین –به گونه‌ای که محتمل‌ترین تبیین را به دست دهد– بر نمی‌آیند[4].

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 به تعبیر بیزگرایان قریب‌الوقوعیِ (likelihood) E در پرتو H، و P(E) احتمال مربوط به شاهد (evidence) باشد، احتمال پسینیِ (posterior) H در پرتو E از رابطهٔ زیر به‌دست می‌آید:

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

در نگاه نخست به نظر می‌رسد که می‌توان بهترین فرضیهٔ تبیین‌گر را فرضیه‌ای دانست که از احتمال پسینیِ بیش‌تری برخوردار است. به بیان دیگر، می‌توانیم محتمل‌ترین تبیین (most probable explanation) را بهترین تبیین بدانیم. این رویکرد را به اقتفای گِلَس (Glass) (۲۰۰۷) MPE می‌نامیم. در حوزهٔ هوش مصنوعی (artificial intelligence) MPE رویکردی رایج است[5]. با این همه، گِلَس (۲۰۰۷: ۲۷۹–۲۸۰) به دو دلیل MPE را نادرست می‌داند. طبق دلیل نخست، در چارچوب MPE یک فرضیه می‌تواند به عنوان بهترین تبیین انتخاب شود اگر چه که در پرتو آن فرضیه، شواهد مربوط از احتمال بسیار کمی برخوردار باشند. برای مثال، در موارد بسیاری که فرضیهٔ تبیین گر از احتمال شاهد می‌کاهد، یعنی P(E|H)<P(E)، بر اساس MPE، فرضیهٔ یادشده به عنوان بهترین فرضیه معرفی می‌شود زیرا از احتمال پیشینیِ بالایی برخوردار است. دلیل دوم گِلَس آن است که اگر از ابتدا محتمل‌ترین تبیین را به عنوان بهترین تبیین تعریف کنیم، IBE جذابیت خود را از دست

می‌دهد و استنتاجی پیش پا افتاده خواهد شد. این استدلال گِلَس رویکرد بسیاری از مدافعان و نظریه‌پردازانِ مشهور IBE است که در صدر آن‌ها لیپتُون جای دارد. او با تمایز نهادن میان مطلوب‌ترین تبیین (loveliest explanation) – یعنی تبیینی که بیش‌ترین فهم را در پـی دارد– و محتمل‌ترین تبیین (likeliest explanation) به دنبال آن بود تا نشان دهدکه 'مطلـوب بـودن (loveliness)، راهنمای (guide) محتمل‌بـودن (likeliest) اسـت' (Lipton, 2001: 94). بـا ایـن حال، لیپتُون تصریح می‌کند که نشاندن محتمل‌ترین تبیین به جای بهترین تبیین، مصادره بـه مطلوب است:

> ترجیح محتمل بودن، استنتاج بهترین تبیین را پیش پا افتاده خواهد کـرد. مـا بـه دنبـال مدلی از استنتاج استقرائی [یعنی استنتاج غیر قیاسی] هستیم که توصیف کند چه اصولی را برای داوری دربارهٔ این که یک استنتاج از دیگری محتمل‌تر است، به‌کارگیریم. بدین ترتیب، این سخن که ما محتمل‌ترین تبیین را استنتاج می‌کنیم، سودمند نیست. بـه بیـان دیگر، ما می‌خواهیم تبیین‌مان از استنتاج، *نشانه‌های* محتمل‌بودن را به‌دست دهد؛ یعنـی مشخصه‌هایی از استدلال که ما را به این می‌رساند که بگوییم مقدمات، نتیجه را محتمل می‌کند. [از این رو] 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 به عنوان بهترین تبیین تعریف کنیم، '«IBE تمـام جـذابیت خـود را از دسـت خواهـد داد' (Psillos, 2002: 617). بدین ترتیب، با وجود ایـن کـه تبیـین بهتـر بایـد از احتمـال پسـینیِ بیش‌تری برخوردار باشد، نمی‌تـوان تبیـین بهتـر را تبیـین دارای احتمـال پسـینیِ بـیش‌تـر تعریف کرد.

با توجه به دلائلی که در وازنشِ MPE بیان کردیم، شاید به نظر برسـد کـه مؤلفـه‌هـای سازندهٔ احتمال پسینی– که عبارتند از احتمال شاهد ($P(E)$)، احتمال پیشینیِ فرضیهٔ تبیین‌گر ($P(H)$) و قریب‌الوقوعیِ شاهد در پرتو فرضیهٔ تبیین‌گر ($P(E|H)$)– بتواننـد بهتـرین فرضـیهٔ تبیین‌گر را مشخص کنند. از این میان، $P(E)$ مستقل از فرضیهٔ تبیین‌گـر (H) اسـت و بـدین ترتیب نمی‌تواند شاخصِ تحدیدِ بهترین فرضیهٔ تبیین‌گر باشد. افزون بر ایـن، از آن‌جـا کـه رقابت میان فرضیه‌های تبیین‌گر بر سر شاهد (شواهد) یکسـان در مـی‌گیـرد، $P(E)$ درمیـان فرضیه‌های تبیین‌گرِ رقیب یکسان است. از سوی دیگر، $P(H)$ نیـز نمـی‌توانـد تعیـین‌کننـدهٔ بهترین فرضیهٔ تبیین‌گر باشد؛ زیرا اولاً مستقل از شاهدی (E) است کـه رقابـت بـر سـر آن

درگرفته است، و ثانیاً ممکن است فرضیه‌ای از احتمال پیشینیِ بالاتری نسبت به فرضیه‌های رقیب برخوردار باشد اما به دلیل قریب‌الوقوعیِ اندکِ شاهد در پرتو آن، احتمال پسینیِ پایین‌تری را به دست آورد. شاید قریب‌الوقوعیِ بالاترِ شاهد در پرتو یک فرضیه نسبت به فرضیه‌های رقیب، یا به تعبیر گِلَس (۲۰۰۷: ۲۷۸) قریب الوقوعیِ بیشینه (the maximum likelihood (ML)) –به دلیل این که ربط و نسبت میان فرضیهٔ تبیین‌گر و شاهد را در بر دارد– ملاکی مناسب برای تبیین بهتر به نظر آید. اما ML نیز نمی‌تواند بهترین فرضیهٔ تبیین‌گر را مشخص کند؛ زیرا چه بسا فرضیهٔ یاد شده به دلیل احتمال پیشینیِ اندک، احتمال پسینیِ پایین‌تری را به خود اختصاص دهد.

بنا بر آن‌چه بیان کردیم، هیچ یک از مؤلفه‌های سازندهٔ احتمال پسینی به تنهایی نمی‌توانند بهترین تبیین را مشخص کنند. با وجود این، به نظر می‌رسد که احتمال پیشینیِ بالاترِ فرضیه، همراه با قریب‌الوقوعیِ بالاترِ شاهد در پرتو آن فرضیه نسبت به فرضیه‌های رقیب، می‌تواند تحدیدی مناسب برای بهترین تبیین فراهم آورد. بر این اساس، 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 (۱۹۸۰: ۲۲) این ملاک را برای بهترین تبیین مناسب می‌داند. چَپجِوسکا (Chapjewska) و هَلپِرن (Halpern) (۱۹۹۷) نیز چنین ملاکی را پیشنهاد کرده‌اند. این رویکرد را گِلَس (۲۰۰۷: ۲۸۱) رویکرد بیزگرای محافظه‌کار (conservative Bayesian approach (CB)) نامیده است. او وجه تسمیهٔ این نام‌گذاری را محدودیت ملاک مذکور در رتبه‌بندیِ کامل (total ordering) تبیین‌ها می‌داند: در مواردی که احتمال پیشینیِ بهترین فرضیهٔ تبیین‌گر از فرضیه‌های رقیب بیش‌تر است، اما قریب‌الوقوعیِ شاهد در پرتو آن کم‌تر از فرضیه‌های رقیب است، و نیز در وضعیت‌هایی که قریب‌الوقوعیِ شاهد در پرتو بهترین فرضیهٔ تبیین‌گر بیش‌تر از فرضیه‌های رقیب است، اما احتمال پیشینیِ آن کم‌تر از فرضیه‌های رقیب است، CB کارایی ندارد.

در نظر گِلَس (۲۰۰۷: ۲۸۱)، 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. بر این اساس، او "شرط رتبه‌بندیِ تبیین" (explanation ranking condition) را پیشنهاد می‌کند. این شرط را به اختصار ERC می‌نامیم. گِلَس معتقد است که ERC نارسایی‌های CB را ندارد و می‌تواند تبیین بهتر را مشخص کند. شرط مذکور 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. (Glass, 2007: 282)

از آن‌جا که احتمال پسینی بر حسب احتمال پیشینی، قریب‌الوقوعی و احتمال شاهد معین می‌شود، و نیز احتمال شاهد در میان 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 در این صورت، در وضعیت‌هایی که $P(E|H_1)\leq P(E|H_2)$، اما به دلیل بزرگیِ $P(H_1)$ نسبت به $P(H_2)$ داریم $P(E|H_1). P(H_1)> P(E|H_2). P(H_2)$، ERC برآورده نمی‌شود. از این رو، اگر چه ERC نارسایی‌های CB را ندارد، موارد بسیاری از انتخاب بهترین تبیین را در بر نمی‌گیرد. بدین ترتیب هیچ یک 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 ارائه شده برای سنجش میزان تأییدِ یک فرضیه توسط شواهد است. 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. در صورتی که $c(H,E)>0$ 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 نسبت به H خنثی (neutral) است. تاکنون ملاک‌های گوناگونی برای تأیید فرضیه‌ها ارائه شده‌اند که همگی شرط بیان شده 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 عرضه شده را نداشته باشد. تنوع ملاک‌های بیان شده نتیجهٔ این اهتمام است[۶]. با این حال، هدف این بخش بررسیِ نظریهٔ تأیید و ملاک‌های مربوط به آن نیست. ما تنها می‌خواهیم بدانیم که آیا انتخاب بهترین تبیین بر اساس ملاک‌های بیان شده محتمل‌ترین تبیین را به‌دست خواهد داد. به سخن دیگر، آیا می‌توان گفت که فرضیه‌ای که از درجهٔ تأیید بیش‌تری برخوردار است، فرضیهٔ محتمل‌تر خواهد بود؟

از میان ملاک‌های بیان شده، گِلَس (۲۰۱۲) سه ملاک r، d و l را در نسبت با MPE بررسی کرده است. در نظر وی، از آن‌جا که طبق قضیهٔ بیز داریم $\frac{P(H|E)}{P(H)} = \frac{P(E|H)}{\mathrm{P(E)}}$، ملاک r چیزی بیش از ملاک ML که در بخش قبل بیان شد، به‌دست نمی‌دهد (Glass, 2012: 417). او همچنین با استناد بر پیمایش‌های آماری که از طریق شبیه‌سازی‌های رایانه‌ای (computer simiulations) به‌دست آورده است، میزان انحراف دو ملاک d و l را از MPE به‌خوبی نشان می‌دهد.

جدای از شیوهٔ ارزیابیِ گِلَس، می‌توان نشان داد که ملاک‌های بیان شده لزوماً محتمل‌ترین تبیین را به دست 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 بر اساس ملاک τ از این قرار باشد: $\tau(H_1,E)>\tau(H_2,E)$. در این صورت، بنا بر 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]. مع‌الوصف، از نامساوی اخیر نمی‌توان $P(H_1|E)>P(H_2|E)$ را نتیجه گرفت. دلیل این سخن وضعیت‌هایی است که هر چند در آن‌ها

داریم $P(H_1|E)<P(H_2|E)$، اما $P(H_1)$ نسبت به $P(H_2)$ به اندازه‌ای 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. با این حال، به نظر می‌رسد که نارسایی اساسیِ ملاک‌های تأیید در تحدید بهترین تبیین– به نحوی که محتمل‌ترین تبیین را به‌دست دهند– در جای دیگری است. به بیان دقیق‌تر، محدودیت ملاک‌های تأیید در تحدید بهترین تبیین، در شرطِ ملاکِ تأیید است. مطابق با 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 در این‌صورت با وضعیت‌هایی روبرو می‌شویم که در آن‌ها فرضیه‌ای که در مقایسه با فرضیه‌ی 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 $c(H_2,E)>0$. بنا بر این، $c(H_2,E)>c(H_1,E)$. این در حالی است که مطابق (ج) $P(H_1|E)>P(H_2|E)$. بدین ترتیب، اگر تبیین بهتر به معنای درجهٔ تأیید بیش‌تر باشد، دلیلی نداریم که تبیین بهتر، تبیین محتمل‌تر باشد.

۴. ملاک‌های معطوف به مزیت‌های تبیین‌گر

پاره‌ای از فیلسوفان تلاش کرده‌اند تا مزیت‌های تبیین‌گر را در قالب ضابطه‌های (تابع‌های (functions)) احتمالاتی صورت‌بندی کنند. تا آن‌جا که 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 چارچوب این ضابطه‌ها ارزیابی شوند، باید دو مطلوب برآورده شود: نخست این‌که ضابطه‌های مذکور از پس آن مزیت تبیین‌گری که ادعای آن را دارند، برآیند؛ و دیگر، در وضعیت‌هایی که مبنای انتخاب بهترین تبیین قرار می‌گیرند، محتمل‌ترین تبیین را به دست دهند. بر این اساس، رویکردهای بیان شده را

ذیل سه عنوان رویکرد احتمالاتی به انسجام، رویکرد احتمالاتی به وحدت‌بخشی و رویکرد احتمالاتی به توان تبیینی بررسی می‌کنیم.

۱.٤ رویکرد احتمالاتی به انسجام

یکی از ملاک احتمالاتیِ ارائه شده برای سنجش میزان انسجام، ضابطهٔ شُوجنجی (Shogenji) (۱۹۹۹) 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 $P(E|H) = \frac{P(E\&H)}{P(H)}$ از اصل‌های موضوع احتمال و جای‌گذاری در رابطهٔ بالا داریم:

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

از آن‌جا که P(E) برای فرضیه‌های تبیین‌گر رقیب یکسان است، هنگام ارزیابیِ این فرضیه‌ها بر اساس رابطهٔ به‌دست آمده، تنها قریب‌الوقوعیِ شاهد در پرتو فرضیهٔ تبیین‌گر تعیین کننده خواهد بود و بدین ترتیب SC به ML – که در بخش ۳ نارسایی آن مشخص شد– فروکاسته می‌شود.

فیتِلسُون (Fitelson) (۲۰۰۳) 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 (۲۰۰۲، ۲۰۰۷) معتقد است که میزان انسجام فرضیهٔ تبیین‌گر و شاهد از رابطهٔ زیر به‌دست می‌آید:

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

ویلِر (Wheeler) (۲۰۰۹) نیز این ملاک را برای سنجش انسجام پیشنهاد کرده است:

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

مـلاک‌هـای انسـجام فیتلسـون، گِلَـس و ویلِـر را بـه ترتیـب بـا FC، GC و WHC نمایش می‌دهیم.

گلیمور (Glymour) (۲۰۱۵: ۵۹۳–۵۹۵) معتقد است که هـیچ‌یـک از FC، GC و WHC نمی‌توانند میزان انسجام بسیاری از نظریه‌های علمیِ گذشته را مشخص کنند؛ زیرا انسـجام این نظریه‌ها در چارچوب ملاک‌های یادشده، یا نفی می‌شوند یا تعریف نشده باقی می‌مانند. توضیح آن‌که، در تاریخ علم نظریه‌های بسیاری وجود دارند که امروز می‌دانـیم کاذبنـد، امـا همچنان می‌توانند بسیاری از پدیده‌ها را تبیین‌کنند. مدافعان IBE این نظریـه‌هـا را تبیـین‌گـر می‌دانند. برای مثال، لیپتُون (۲۰۰٤: ٦۰) اظهار می‌کند که اگر چه با ظهور نسـبیت خـاص و داده‌های مؤید آن از احتمال صدق مکانیک نیوتونی کاسته شد، این نظریه داده‌های قـدیمی را به‌خوبیِ گذشته تبیین می‌کند. برای نمونه، ما می‌دانیم که نظریهٔ نیوتون همچنـان از پـس تبیین مدارِ سیاره‌ها و قوانین کپلر بر می‌آید؛ هر چند که در پرتو دانش امروز کاذب است. با وجود تبیین‌گریِ این دست نظریه‌ها، انسجام آن‌ها در چارچوب FC و WHC تعریف نشده و طبق GC صفرَ است: از آن‌جا که این نظریه‌ها کاذبند و احتمال فرضیه‌های کـاذب تحـت هر شرایطی صفر است، در FC مخرج کسر دوم صفر و در نتیجه این ملاک تعریـف نشـده می‌شود. در WHC نیز صورت کسر، خود کسری است که صورت و مخرج آن، احتمال‌های مشروط به فرضیهٔ تبیین‌گرند که به دلیل کذب این فرضیه و در نتیجه صفر بودن احتمال آن، تعریف نشده‌اند. بدین ترتیب، WHC نیز تعریف نشده است. همچنـین، اگـر یـک فرضـیه کاذب باشد، احتمال عطف آن با هـر گـزارهٔ دیگـر صـفر اسـت و بـدین ترتیـب، انسـجام فرضیه‌های مذکور بر اساس GC صفر می‌شود.

نکتهٔ دیگر آن که نتیجهٔ منطقیِ یک فرضیه نمی‌تواند احتمـالی کـم‌تـر از احتمـال خـود فرضیه داشته باشد. از این رو، اگرِ یک فرضیه احتمالی برابر یـک داشـته باشـد و نیـز ایـن فرضیه مستلزم شاهد خود باشد، احتمال شاهد برابر یک خواهد بود. در ایـن صـورت، بـر اساس WHC انسجام همهٔ فرضیه‌هایی که مستلزم شواهد خود هستند یکسان و برابـر یـک است که خلاف شهود به‌نظر می‌رسد.

افزون بر این، گلیمور(۲۰۱۵: ۵۹۳) FC را غیر واقع‌بینانه (unrealistic) می‌داند. در نظر او، دانشمندان و نظریـه‌پـردازان آمـار و احتمـالات نمـی‌تواننـد ارزش P(E|~H) و P(H|~E) را مشخص کنند. برای نمونه، طبق قضیهٔ بیز برای P(H|~E) داریم:

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

در این صورت، مشخص نیست که چگونه می‌توان احتمال مخرج و به‌طور مشخص $P({\sim}E|{\sim}H)$ را تعیین کرد. گلیمور معتقد است که در مقایسهٔ احتمال‌های پسینیِ فرضیه‌های رقیب، چون احتمال شاهد حذف می‌شود، ایراد بیان شده ظاهر نمی‌شود. اما در ارزیابیِ توان تبیینیِ این فرضیه‌ها در چارچوب FC، به دلیل حضور احتمال شاهد، این اشکال آشکار می‌شود.

جدای از نقدهای گلیمور، GC مشکل دیگری دارد. اگر این ضابطه ملاک انتخاب بهترین تبیین قرار گیرد، لزوماً محتمل‌ترین تبیین به دست نمی‌آید. برای مثال، دو فرضیهٔ تبیین‌گر H_1 و H_2 را برای شاهد E در نظر می‌گیریم. همچنین فرض می‌کنیم احتمال‌های تخصیص داده شدهٔ 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:

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

بنا بر این، H_2 محتمل‌تر از H_1 است. با این حال، GC چنین نتیجه می‌دهدکه H_1 منسجم‌تر از H_2 است:

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

این مثال، نمونه‌ای از آن دسته فرضیه‌هایی است که باوجود انسجام بیش‌تر آن‌ها از فرضیه‌های رقیب، به دلیل احتمال پیشینیِ کم‌تر، احتمال پسینیِ کم‌تری را در مقایسه با فرضیه‌های رقیب به‌دست می‌آورند.

در مجموع، با توجه به فروکاسته شدن SC به ML و نارساییِ ML، همچنین نقدهای گلیمور در بارهٔ FC، GC و WHC، و نیز اشکال اخیر در خصوص GC، به نظر می‌رسد که هیچ‌یک از SC، FC، GC و WHC نمی‌توانند ملاکی فراگیر برای سنجش میزان انسجامِ فرضیه‌های تبیین‌گر باشند.

۲.٤ رویکرد احتمالاتی به وحدت‌بخشی

یکی از ضابطه‌های احتمالاتی برای سنجشِ وحدت‌بخشیِ فرضیه‌ها ملاک مَک‌گِرو (McGrew) (۲۰۰۳) است که به اختصار با MCU از آن یاد می‌کنیم. در نظر مَک‌گِرو (۲۰۰۳: ٥٦۲)، وحدت‌بخشیِ یک فرضیه به میزان بستگیِ مثبت (positive relevance) شواهد به یک‌دیگر در پرتو آن فرضیه است. شواهد E_1، E_2، ... و E_n در پرتو 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) (۲۰۰۷: ٤۳۸) نیز این نامساوی را بیان‌گر وحدت‌بخشیِ فرضیهٔ H در پرتو شواهد E_1، E_2، ... و E_n می‌داند. بدین ترتیب، 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 در خور توجه آن است که نامساویِ بالا مقایسهٔ انسجام فرضیه‌های رقیب را در چارچوب WHC –که در بخش قبل به آن پرداختیم– بیان می‌کند. بنا بر این، اگر شرط بستگیِ مثبت شواهد به یک‌دیگر در پرتو فرضیه برآورده شود، مقایسهٔ وحدت‌بخشیِ فرضیه‌ها و انسجام آن‌ها می‌تواند در چارچوب یک ضابطه انجام شود.

نزد مِروُلد (Myrvold) (۲۰۰۳: ٤۱۱)، وحدت‌بخشیِ یک فرضیه به اندازهٔ توانایی آن در ایجاد بستگیِ اطلاعاتی (informational relevance) میان شواهدی است که مستقل از یک‌دیگر به نظر می‌آیند. بر این اساس، او توان فرضیهٔ H در وحدت‌بخشیِ شواهدِ E_1، E_2، ... و E_n را بر حسب ربط اطلاعاتی (informational relevance) تعریف می‌کند:

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

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

در نظر 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 به اختصار MYU می‌نامیم.

نکتهٔ اساسی که شاپباخ (Schupbach) (۲۰۰۵: ۵۹۵–۵۹۷) در خصوص این ملاک‌ها بیان می‌کند، فروکاسته شدن MYU به MCU است. مطابق با استدلال شاپباخ، فرض می‌کنیم H_1 فرضیه‌ای وحدت‌بخش برای شواهد E_1، E_2، ... و E_n باشد و نیز فرضیهٔ H_2 توان وحدت بخشیِ این شواهد را نداشته باشد. در این صورت، 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:

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

نامساویِ اخیر در صورتی برقرار است که داشته باشیم:

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

اما این نامساوی بیان‌گر وحدت‌بخشی بر مبنای MCU است. بدین ترتیب، MYU به MCU فروکاسته می‌شود. بر همین قیاس، شاپباخ اثبات می‌کند که اگر H_1 وحدت‌بخش‌تر از H_2 باشد، ملاک‌های MCU و MYU هم ارز یک‌دیگر عمل می‌کنند.

با وجود توان‌مندیِ MYU، این ملاک از تیررس نقد فیلسوفان بیرون نمانده است[۹]. لِینگ (Lange) (۲۰۰٤) بر این باور است که MYU آن‌قدر سهل‌گیر است که پاره‌ای از فرضیه‌های غیر وحدت‌بخش را در دامنهٔ فرضیه‌های وحدت‌بخش جای می‌دهد و نیز به اندازه‌ای سخت‌گیر است که برخی فرضیه‌های وحدت‌بخش را غیر وحدت‌بخش به شمار می‌آورد. او به ترتیب با دو مثال از فیزیک هسته‌ای و پزشکی این دو نارسایی را نشان می‌دهد. در چارچوب مثال نخست، فرض می‌کنیم سه نحوهٔ واپاشیِ (decay) ممکن برای نوعی اتم رادیو اکتیو از این قرار باشند: شانس گسیل (emit) ذرهٔ آلفا ٦٠ درصد، شانس گسیل الکترون ۲۰ درصد و شانس گسیل پوزیترون ۲۰ درصد است. همچنین، فرض 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) به عنوان ذره و پادذره نابود می‌شوند (و بدین ترتیب، علی‌القاعده این دو ذره الکترون و پوزیترون هستند)" را در نظر می‌گیریم. افزون بر این، دو فرضیهٔ p و q را به ترتیب با این دو محتوا که "اتم ‎#1‎ الکترون گسیل می‌کند" و "اتم ‎#2‎ پوزیترون گسیل می‌کند" فرض می‌گیریم. در این صورت، بر اساس MYU و با به‌کارگیریِ چند جای‌گذاریِ ساده، U(p,q;h) چنین محاسبه می‌شود:

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

بنا بر این، MYU وحدت‌بخشیِ بالای h برای p و q را به‌دست می‌دهد. با استفاده از آموزهٔ شاپباخ می‌توان نظیر این مطلب را برای MCU نشان داد. اما نتیجهٔ حاصل شده خلاف شهود است؛ زیرا h به لحاظ تبیینی و هستی‌شناختی (ontologically) بر p و q تقدم ندارد و بدین ترتیب نمی‌تواند وحدت‌بخشِ p و q باشد.

مثال دوم لِینگ نشان می‌دهد که فرضیهٔ h می‌تواند وحدت‌بخشِ p و q باشد در حالی که U(p,q;h)>0 برقرار نیست. طبق این مثال، h، p و q به ترتیب عبارتند از "جُونز (Jones) به بیماریِ لوپوس اریتماتوز سیستماتیک[10] مبتلا است"، " جُونز پلوریتیس[11] دارد" و "جُونز کهیر پروانه‌ای[12] دارد" . پلوریتیس و کهیر پروانه‌ای دو نشانهٔ بیماریِ مذکورند. 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. در این صورت نتیجه می‌شود P(p|q)=0.325 و P(q|p)=0.297. بدین ترتیب، از آن‌جا که P(p|q)>P(p) و P(q|p)>P(q)، p و q دو وضعیتِ وابسته به‌هم محسوب می‌شوند. شهودِ در پس این وابستگی آن است که دو نشانهٔ یاد شده نتیجهٔ یک بیماری‌اند. از این رو، فرض وجود این بیماری که علت مشترک (common cause) این دو نشانه است، باید وحدت‌بخشِ آن‌ها باشد. با این حال، MYU خلاف این را نشان می‌دهد: از آن‌جا که P(q|p&h)= P(q|h)=0.650، P(p|q&h)= P(p|h)=0.500 و در نتیجه 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 (۲۰۰۵) هر دو استدلال لِینگ را وا می‌زند. در خصوص مثال نخست لِینگ، او استدلال می‌کند که لزومی ندارد فرضیهٔ تبیین‌گر بر پدیدهٔ نیازمند تبیین، تقدم هستی‌شناختی داشته باشد. برای مثال، هنگامی که شماری میهمان برای صرف کیک شکلاتی در منزل میزبان گرد می‌آیند، پخت کیک، حضور پیش‌تر آنان در منزل میزبان را تبیین می‌کند؛ اگرچه که کیک پس از حضور میهمانان طبخ شده است و بر آن تقدم هستی‌شناختی ندارد. افزون بر این، شاپباخ معتقد است وحدت‌بخشی یکی از مزیت‌های تبیین‌گر است و چه بسا یک فرضیهٔ وحدت‌بخش، به دلیل فقدان دیگر مزیت‌های تبیین‌گر، فرضیهٔ تبیین‌گر نباشد.

استدلال نخست شاپباخ صحیح است، اما استدلال دوم او نادرست به‌نظر می‌رسد. توضیح آن‌که، شاپباخ به پشتوانهٔ فقدان دیگر مزیت‌های تبیین‌گر، خاصیت تبیین‌گریِ وحدت‌بخشی را نادیده می‌گیرد و بدین ترتیب وحدت‌بخشیِ بدون تبیین‌گری را پیش می‌کشد. ما می‌پذیریم که فقدان برخی مزیت‌های تبیین‌گر ممکن است مانع ارزیابیِ کاملِ میزان تبیین‌گریِ یک فرضیه و در نتیجه انتخاب بهترین تبیین شود، اما این مسأله ربطی به خاصیت تبیین‌گریِ مزیت‌های به‌کارگرفته شدهٔ موجود ندارد؛ به‌ویژه در وضعیت‌هایی که شرایط این مزیت‌ها برآورده شده باشند. ممکن است با در نظر گرفتن یک مزیت تبیین‌گر فرضیه‌ای ترجیح یابد و با لحاظ کردن دیگر مزیت‌های تبیین‌گر در کنار آن، فرضیهٔ دیگر؛ اما این اختلاف، خاصیت تبیین‌گری را از مزیت‌ها سلب نمی‌کند و تنها این مسأله را پیش می‌نهد که چگونه مزیت‌ها را اولویت‌بندی کنیم. افزون بر این، شاپباخ تبیین‌گر بودن یک مزیت را به دیگر مزیت‌های تبیین‌گر منوط می‌کند، اما توضیح نمی‌دهد که چگونه ممکن است یک مزیت تبیین‌گر به تنهایی فاقد خاصیت تبیین‌گری باشد و با لحاظ کردن دیگر مزیت‌های تبیین‌گر واجد آن شود.

دربارهٔ مثال دوم لِینگ، شاپباخ معتقد است که علت مشترک، وحدت‌بخش نیست و از این رو مثال بیان شده را نادرست می‌داند. پیشنهٔ بحث علت مشترک را باید در اصل علت مشترک رایشنباخ (Reichenbach’s common cause principle) (۱۹۵۶: ۱۵۷–۱۶۷) جست.

طبق اصل یاد شده، 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، به پیروی از شورتز (Schurz) (۲۰۰۸: ۲۲۱–۲۲۲)، مدل وحدت‌بخشیِ رایشنباخ (RU) بنامیم. اما شرط نخستِ چنگال مرتبط‌کننده، که شرط رایشنباخ (Reichenbach Condition) نامیده می‌شود، آشکارا ناقض بستگیِ مثبت شواهد در پرتو فرضیهٔ تبیین‌گر و در نتیجه خلاف MCU و MYU است. از این رو، مَک‌گِرو (۲۰۰۳: ٥٦٣) و شاپباخ (۲۰۰۵: ٦۰٥–٦۰۷) علت مشترک را وحدت‌بخش نمی‌دانند.

اما استدلال شاپباخ و مَک‌گِرو محل تردید است؛ زیرا مشخص نیست که چرا باید شهود خود دربارهٔ وحدت‌بخشیِ RU را به‌دلیل ناتوانیِ MCU و MY در فراگرفتن آن، کنار بگذاریم. با این حال، جدای از نقدهای بیان شده، هر سه ملاک MCU، MYU و RU با مشکلی اساسی روبرو هستند. چنان‌که مَکونیس (Mackonis) (۲۰۱۱: ۹۸٤–۹۸٥) نشان می‌دهد، این سه ملاک شمار انواع پدیده‌هایی که یک فرضیه به آن‌ها وحدت می‌بخشد را نادیده می‌گیرند و از این رو خلاف شهود عمل می‌کنند. بر مبنای 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 از این دست باشند که اولی سه نوع پدیده و دومی هفت نوع پدیده را تبیین می‌کند، بر اساس MCU و MY، وحدت‌بخشیِ هر دوی آن‌ها صفر است زیرا:

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

این نقد در خصوص فرضیه‌هایی که مستلزم شواهد نیستند نیز می‌تواند صادق باشد. فرضیه‌هایی که میزان وحدت‌بخشیِ آن‌ها بر اساس MCU و MYU برابر است، اما شمار انواع پدیده‌هایی که تبیین می‌کنند متفاوت است، در این دسته جای دارند. افزون بر این،

علت‌های مشترکی که چنگال مرتبط‌کننده را برآورده می‌کنند اما شمار متفاوتی از پدیده‌ها را وحدت می‌بخشند، نیز از این گروهند. بدین ترتیب، RU نیز با این مشکل روبرو است.

در مجموع، هر سه ملاک MCU، MYU و RU با این مشکل اساسی روبـرو هسـتند کـه شمار انواع پدیده‌هایی که فرضیه‌ها وحدت می‌بخشند را در سنجش میزان وحـدت‌بخشـیِ آن‌ها وارد نمی‌کنند. از این رو، هیچ‌یک از این ملاک‌ها نمـی‌تواننـد ملاکـی مناسـب بـرای ارزیابیِ وحدت‌بخشیِ فرضیه‌های تبیین‌گر باشند.

۳.٤ رویکرد احتمالاتی به توان تبیینی

شاپباخ (Schupbach) و اِسپِرِنگِر (Sprenger) (۲۰۱۱) ادعا می‌کنند که ضابطهٔ احتمالاتیِ ارائه شده از سوی ایشان، که به اختصار SSE می‌نـامیم، تـوان تبیینـیِ فرضـیه‌هـای تبیـین‌گـر را مشخص می‌کند. ضابطهٔ بیان شده از این قرار است:

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

کروپی و تِنتوری (Crupi and Tentori) (۲۰۱۲) ضابطهٔ دیگری را برای سـنجش تـوان 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 ۵-۱ بیان کردیم، این دو ملاک را نیز هـدف قـرار داده اسـت؛ اشکال این دو ملاک آن است که اگر فرضیهٔ تبیین‌گر صادق مستلزم شاهد (شـواهد) خـود باشـد، تـوان تبیینـیِ آن در چـارچوب SSE و CTE تعریـف نشـده خواهـد بـود؛ زیـرا $\frac{P(H|\sim E)\mathrm{P}(H)}{\mathrm{P}(\sim E)} = P(H|\sim E)$ و $\frac{P(E|H)-P(E)}{1-P(E)}$ به دلیل این که احتمال شاهد برابر یک است، تعریف نشده‌اند. افزون بر این، به آسانی می‌توان نشان داد که نقد گلیمور دربارهٔ غیر واقع‌بینانه بودن FC در خصوص SSE نیز وارد است.

علاوه بر نقدهای گلیمور، CTE مشکل دیگری دارد. در مقام ارزیابیِ فرضیه‌های رقیب، این ملاک در قالب ML ظاهر می‌شود و از این رو ایرادهای آن را به همراه دارد. برای نشان دادن این مطلب، وضعیت‌های متفاوتی را در نظر می‌گیریم به گونه‌ای که دو فرضیهٔ رقیـب،

یا هر دو در قالب یکی از رابطه‌های بیان شده در CTE ارزیابی می‌شوند یا 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 $P(E|H_2)\geq P(E)$. بدین ترتیب، طبق ETC در صورتی توان تبیینیِ H_1 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 بدین ترتیب CTE چیزی بیش از ML نخواهد بود. بر همین قِیاس، 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 در نتیجه نارسایی‌های آن را خواهد داشت.

اکنون وضعیتی را در نظر می‌گیریم که هر یک 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 $P(E|H_2)<P(E)$. در این صورت توان تبیینیِ H_1 بیش‌تر از H_2 است اگر،

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

بدین ترتیب 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، با توجه به 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. بدین ترتیب، CTE همچنان در قالب ML ظاهر می‌شود.

۵. نتیجه‌گیری

چنان‌که در آغاز بیان کردیم، هدف اصلیِ این نوشتار واکاویِ ملاک‌های احتمالاتیِ مرتبط با IBE در مواجهه با ایراد وُلِتر بود. می‌خواستیم بدانیم که چنان‌چه ضابطه‌های احتمالاتیِ ارائه شده برای ارزیابیِ فرضیه‌های تبیین‌گر، ملاک انتخاب بهترین تبیین قرار گیرند، آیا این اطمینان وجود خواهد داشت که محتمل‌ترین تبیین به دست آید؟ در این راستا، 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 ارائه شده در چارچوب نظریهٔ تأیید اختصاص یافت. دیدیم که شرط ملاکِ تأیید به‌گونه‌ای است که تأیید بیش‌تر فرضیهٔ تبیین‌گر لزوماً به منزلهٔ محتمل‌تر بودن آن نیست. در بخش چهارم ملاک‌های معطوف به مزیت‌های تبیین‌گر را واکاوی نمودیم. از میان 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. افزون بر این، FC غیر واقع‌بینانه است؛ WHC میزان انسجام همهٔ نظریه‌هایی که مستلزم شواهد خود هستند را یکسان می‌داند؛ GC در شرایطی که ملاک انتخاب بهترین تبیین قرار گیرد، لزوماً محتمل‌ترین تبیین را به دست نمی‌دهد. در خصوص ملاک‌های مربوط به وحدت‌بخشی، توضیح دادیم که دو ملاک MCU و MYU قابل فروکاستن به یک‌دیگرند. با این حال، مثال نقض لِنگ نشان می‌دهد که MYU شرط لازم وحدت‌بخشی نیست. جدای از این، MCU، MYU و RU هر سه خلاف شهود عمل می‌کنند، زیرا وحدت‌بخشیِ همهٔ نظریه‌هایی که مستلزم شواهد خود هستند طبق این ملاک‌ها صفر است؛ چه این نظریه‌ها دو نوع پدیده را تبیین کنند چه ده نوع پدیده را. دو ملاک SSE و CTE که توان تبیینیِ نظریه‌ها را نشان می‌دهند در معرض نقدهای وارد شده به ملاک انسجام قرار دارند. علاوه بر این، در ارزیابیِ توان تبیینیِ نظریه‌ها، CTE به ML فروکاسته می‌شود و در نتیجه مشکلات آن را دارد. بنا بر این،

ملاک‌های احتمالاتیِ ارائه شده از پس تحدید بهترین تبیین –به گونه‌ای که محتمل‌ترین تبیین را به‌دست دهد– بر نمی‌آیند.

پی‌نوشت‌ها

۱. از میان پر کاربرد ترین 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، نک به: اعتمادالاسلامی بختیاری و موسوی کریمی (۱۳۹٤).

۲ . Voltaire's objection. در نمایش‌نامهٔ Candide (۱۷۵۹)، اثر وُلتِر، شخصیتی به نام دکتر پنگلوس (Pangloss) حضور دارد که طرفدار سرسخت نظریهٔ بهترین جهان ممکن لایبنیتس است. وُلتِر او را به تمسخر می‌گیرد. نام‌گذاری لیپتون به این داستان اشاره دارد.

۳. این تقسیم‌بندی، توسیعِ تقسیم‌بندی گِلَس (Glass)(۲۰۰۷، ۲۰۱۲) است. او ملاک‌های احتمالاتی را در سه دستهٔ رویکردهای مستقیماً مبتنی بر قضیهٔ بیز (approaches based directly on Bayes' theorem)، رویکردهای مبتنی بر نظریهٔ تأیید (approaches based on confirmation theory) و رویکردهای مبتنی بر انسجام (approaches based on coherence) بر شمرده است. ما در این جا ضمن مرور و برررسیِ دستهٔ نخست و توسیع دستهٔ دوم به ملاک‌های تأییدی که در دامنهٔ ارزیابیِ گِلَس جای نگرفته‌اند، در دستهٔ سوم علاوه بر انسجام، ملاک‌های معطوف به مزیت‌های تبیین‌گر و رویکردهای احتمالاتی به وحدت‌بخشی و توان تبیینی را واکاوی می‌کنیم.

٤. روشن است که در این نوشتار، IBE در مقام داوری (context of justification) واکاوی می‌شود. با این حال، ایفای نقش IBE در مقام گردآوری (context of discovery) یکی از مزیت‌های این شیوهٔ استدلال به شمار می‌آید. برای آگاهی بیش‌تر نک به: لیپتون (۲۰۰٤: ٦۷، ۸۲–۸۳).

۵. شیوه‌هایی که پرل (Pearl)(۱۹۸۸) و شیمونی (Shimony)(۱۹۹٤) در پژوهش‌های خود پیش‌گرفته‌اند دو نمونه از این دست به شمار می‌آیند.

٦. ایلس و فیتِلسُون (Eells and Fitelson) (۲۰۰۲) دسته‌بندیِ مناسبی از نظریه‌پردازان و مدافعان ملاک‌های d، s، r، τ و l ارائه داده اند. بر این اساس، از میانِ کسانی که از ملاک d دفاع کرداه‌اند یا آن را به کار گرفته‌اند می‌توان ایلس (Eells) (۱۹۸۲)، گیلیز (Gillies) (۱۹۸٦)، ایرمَن (Earman) (۱۹۹۲)، جفری (Jeffrey) (۱۹۹۲)، رُزن‌کِرانتز (Rosenkrantz) (۱۹۹٤) را نام برد. ملاک s از سوی کریستِنسِن (Christensen) (۱۹۹۹)، جُویس (Joyce) (۱۹۹۹) حمایت یا به‌کار گرفته شده است. ملاک r را کینز(Keynes) (۱۹۲۱)، مَکی (Mackie) (۱۹٦۹)، هُورویچ (Horwich) (۱۹۸۲)، میلن (Milne) (۱۹۹۵، ۱۹۹٦)، اِشلِسینجِر (Schlesinger) (۱۹۹۵) و پُلارد (Pollard) (۱۹۹۹)

حمایت کرده‌اند یا به‌کار گرفته‌اند. ملاک r به کارنَپ (Carnap) (۱۹٦۲) مربوط می‌شود. مـلاک l را کِمِنـــی و اُپنهــایم (Kemeny and Oppenheim) (۱۹۵۲)، گـــود (Good) (۱۹۸٤)، هِکِـــرمَن (Heckerman) (۱۹۸۸)، پـــرل (Pearl) (۱۹۸۸)، شـــیم (Schum) (۱۹۹٤)، فیتلسُـــون (Fitelson) (۲۰۰۱a، ۲۰۰۱b) حمایت کرده‌اند یا به‌کار گرفته‌اند. ملاک ld در دسته‌بندی فیتلسُون جای ندارد و همان‌گونه که زالابارادو (Zalabarado) (۲۰۰۹: ٦۳۱، پـاورقی۳) بیـان مـی‌کنـد حامیـان بسـیار معدودی مانند نُوزیک (Nozick) (۱۹۸۱) دارد. ملاک cf در هیچ‌یک از تقسیم‌بندی‌های فیتلسُـون و زالابارادو بیان نشده است. این ملاک از ملاک‌های اخیر ارائه شده برای تأیید است که از جانب کروپی و دیگـران (Crupi et al) (۲۰۰۷) و نیـز کروپـی و تِنتـوری (Crupi and Tentori) (۲۰۱۳) حمایت شده است.

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

۸. تاکنون هیچ ضابطهٔ احتمالاتی، آن گونه که برای انسـجام، وحـدت‌بخشـی و تـوان تبیینـی بیـان خواهیم کرد، برای سادگی ارائه نشده است. گذشته از این، ’برای ایـن‌کـه شـخص فرضـیه‌هـای ساده‌تر را محتمل‌تر از فرضیه‌های پیچیده بداند، باید سادگیِ کل جهان را محتمـل‌تـر از پیچیـده بودن کل آن بداند‘ (Swinburne, 1997: 43). اما دلیلی برای این پیش‌فرض هستی‌شناختی نـداریم. ممکن است برخی همین را دربارهٔ وحدت‌بخشی جاری بدانند. با این حال، به نظر می‌رسد ایـن مطلب در خصوص سادگی وضوح بیش‌تری دارد.

۹. مِروُلد نمونه‌هایی از تاریخ علم می‌آورد که مؤید توان‌منـدی مـلاک او اسـت.برای مثـال، مـلاک وحدت‌بخشیِ مِروُلد، ترجیح هیأت خورشید مرکزی بر هیأت زمین مرکزی و نیز استنتاج قـانون عکس مجذور (گرانش) از جانب نیوتون را تبیین می‌کند.

۱۰. لوپوس آریتمـاتوز سیسـتمیک (systemic lupus erythematosus) نـوعی بیمـاری خـود ایمنـی (autoimmune disease) است که در آن سیستم دفاعی بدن، ارگان‌ها و بافت‌های پیوندیِ خـود را هدف قرار می‌دهد و به آن‌ها آسیب می رساند.

۱۱. پلوریتیس (pleuritis) التهاب و تحریک غشای نازک دو لایه‌ای موسوم به پردهٔ جنـب (pleura) است که سطح ریه‌ها و قفسهٔ سینه را می پوشاند.

۱۲. کهیر پروانه‌ای (malar rash; butterfly rash) ظاهر شدن لکه‌ها و جوش‌های سـرخ روی پوسـت بینی و گونه‌ها است به نحوی که شکلی مانند پروانه در صورت نقش می‌بندد.

کتاب‌نامه

اعتمادالاسلامی بختیاری، سیدمحمدمهدی و میرسـعید موسـوی کریمـی (۱۳۹٤) "ارتبـاط مزیـت‌هـای تبیین‌گر با یک‌دیگر و محدودیت «ایراد هانگِرفورد»"، ذهن، ٦۳: ۱۳۱–۱٦٤.

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

Chajewska, U., & Halpern, J. Y. (1997) "Defining explanation in probabilistic systems", in: *Proceedings of the 13th conference on uncertainty in AI*, pp. 62–71.

Christensen, D. (1999) "Measuring Confirmation", *Journal of Philosophy*, XCVI, 437–461.

Crupi, V., Tentori, K. and Gonzalez, M. (2007) "On Bayesian Measures of Evidential Support: Theoretical and Empirical Issues", *Philosophy of Science*, 74: 229–252.

Crupi, V. & Tentori, K. (2012) "A Second Look at the Logic of Explanatory Power (with Two Novel Representation Theorems)", *Philosophy of Science*, 79: 365–85.

Crupi, V. & Tentori, K. (2013) "Confirmation as Partial Entailment: A Representation Theorem in Inductive Logic", *Journal of Applied Logic*, in press.

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. & Fitelson, B. (2002) "Symmetries and Asymmetries in Evidential Support", *Philosophical Studies*, 107: 129–142.

Fitelson, B. (2001a) "A Bayesian Account of Independent Evidence with Applications", *Philosophy of Science* (to appear).

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

Fitelson, B. (2003) "A Probabilistic Theory of Coherence", *Analysis*, 63: 194–199.

Gillies, D. (1986) "In Defense of the Popper-Miller Argument", *Philosophy of Science*, 53: 110–113.

Glass, D. H. (2002) "Coherence, Explanation, and Bayesian Networks", in M. O'Neill, R. Sutcliffe, C. Ryan, M. Eaton & N.J. L. Griffith (Eds), Artificial Intelligence and Cognitive Science, New York: Springer-Verlag, pp. 177–82.

Glass, D. H. (2007) "Coherence Measures and Inference to the Best Explanation", *Synthese*, 157: 275-296.

Glass, D. H. (2012) "Inference to the Best Explanation: Does It Track Truth?", *Synthese*, 185:411–427.

Glymour, C. (2015) "Probability and the Explanatory Virtues", *British Journal for the Philosophy of Science*, 66: 591-604.

Good, I. (1984) "The Best Explicatum for Weight of Evidence", *Journal of Statistical Computation and Simulation*, 19: 294–299.

Heckerman, D. (1988) "An Axiomatic Framework for Belief Updates", in L. Kanal & J. Lemmer (Eds.), *Uncertainty in Artificial Intelligence*, 2:11–22, New York: Elsevier Science Publishers.

Hitchcock, C. (2007) "The Lovely and the Probable", *Philosophy and Phenomenological Research,* 74: 433–440.

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. & Oppenheim, P. (1952) "Degrees of Factual Support", *Philosophy of Science* 19: 307–324.

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

Lange, M. (2004) "Bayesianism and Unification: A Reply to Wayne Myrvold", *Philosophy of Science*, 71: 205–215.

Lipton, P. (2001) "Is Explanation a Guide to Inference? A Reply to Wesley C. Salmon", in: Hon & Rakover (2001), pp. 93–120.

Lipton, P. (2004) *Inference to the Best Explanation* (2nd ed.). London: Routledge.

Mackie, J. (1969) "The Relevance Criterion of Confirmation", *The British Journal for the Philosophy of Science*, 20: 27–40

Mackonis. A. (2013) "Inference to the Best Explanation, Coherence and Other Explanatory Virtues", *Synthese*, 190: 975–995.

McGrew, T. (2003) "Confirmation, Heuristics, and Explanatory Reasoning", *The British Journal for the Philosophy of Science*, 54: 553–567.

Milne, P. (1995) "A Bayesian Defence of Popperian Science?", *Analysis*, 55: 213–215.

Milne, P. (1996) "log[$P(h/eb)/P(h/b)$] is the One True Measure of Confirmation", *Philosophy of Science*, 63: 21–26.

Myrvold,W. C. (2003) "A Bayesian Account of the Virtue of Unification", *Philosophy of Science*, 70: 399–423.

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

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

Psillos, S. (2002) "Simply the Best: A Case for Abduction", in A. C. Kakas & F. Sadri (Eds.) *Computational Logic: Logic Programming and Beyond*, Berlin-Heidelberg: Springer, *Lecture Notes in Computer Science*, vol. 2408, pp. 605–625.

Pollard, S. (1999) "Milne's Measure of Confirmation", *Analysis*, 59: 335–337.

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*, 45: 467–476.

Shimony, S. (1994) "Finding Maps for Belief Networks Is NP-hard", *Artificial Intelligence*, 68: 399–410.

Schlesinger, G. (1995) "Measuring Degrees of Confirmation", *Analysis*, 55: 208– 212.

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

Schupbach, J. N. (2005) "On a Bayesian Analysis of the Virtue of Unification", *Philosophy of Science*, 72: 594–607.

Schupbach, J. & Sprenger, J. (2011) "The Logic of Explanatory Power", *Philosophy of Science*, 78: 105–27.

Schurz, G. (2008) "Patterns of Abduction", *Synthese*, 164: 201–234.

Shogenji, T. (1999) "Is Coherence Truth Conducive?", *Analysis*, 59: 338–345.

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

Tentori, K., Crupi, V., Bonini, N. & Osherson, D. (2007) "Comparison of confirmation measures", *Cognition*, 103: 107–119.

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*, 43: 64-73.

Wheeler, G. (2009) "Focused Correlation and Confirmation", *The British Journal for the Philosophy of Science*, 60: 79–100.

Zalabardo, J. (2009) "An Argument for the Likelihood-ratio Measure of Confirmation", *Analysis*, 69: 630-635.