

چند شگفتانه احتمالاً سرگرم کننده

ناصر رضا ارقامی*

شاید بتوان گفت که درک شهودی نتیجه استنتاجها و محاسبات ناآگاهانه مغز است که در آنها اغلب جوابی که به طور شهودی برای مسئله ارائه می‌شود با جواب صحیح مسئله که پس از مطالعه، تعمق و محاسبه به دست می‌آید مغایرت دارد.

بر مبنای تجربیات گذشته در زمینه مربوط است. اما باید گفت که اتنکای کامل به جوابهای شهودی و اطمینان از صحت آنها، هر چند بدیهی به نظر برستد، کار درستی نیست، زیرا مواردی هست که درک شهودی ما را کاملاً به اشتباه می‌اندازد. مثال مورد علاقه نگارنده که بارها، امتحان شده و گمراه کنندگی خود را به اثبات رسانده است این است که:

با یک محاسبه کوتاه می‌توان نشان داد که اگر به محیط دایره‌ای که محیط آن 50 متر است یک متر اضافه کنیم، به شاعع آن تقریباً 16 سانتیمتر اضافه می‌شود. حال فرض کنید به محیط دایره‌ای به بزرگی دایرة عظیمه کره زمین (که محیط آن تقریباً 40 هزار کیلومتر است) یک متر اضافه کنیم و مقداری را که به شاعع آن اضافه می‌شود با d نشان دهیم. مقدار d به کدام یک از مقادیر زیر نزدیکتر است؟

یک آنگستروم یک میکرون یک میلیمتر یک سانتیمتر اگر اولین بار است که با این مسئله مواجه می‌شوند، با احتمال قریب به یقین از نادرستی جواب سریع خود شگفت زده خواهد شد.

به عنوان مثالی دیگر، کمتر کسی می‌تواند بدون محاسبه باور کند که سریعترین کامپیوتر موجود برای محاسبه دترمینان یک ماتریس 25×25 ، مستقیماً از تعریف دترمینان، یعنی از فرمول $\sum \pm a_{1j}a_{2j}, \dots, a_{nj}$ ،

موضوع این مقاله ارائه چند مثال از موارد متعددی در مسائل احتمال با جواب صحیح مسئله که پس از مطالعه، تعمق و محاسبه به دست می‌آید منظور نگارنده از «شهود» معادل کلمه انگلیسی «intuition» است که در فرهنگ انگلیسی آکسفورد به صورت زیر تعریف شده است:

«توانایی فهمیدن یا پی بردن به چیزی به سرعت و بدون توسل آگاهانه به استدلال، مطالعه یا محاسبه»^۱

همه ما کم و بیش با مواردی مواجه شده‌ایم که به سرعت به جواب مسائلهای بی برده‌ایم یا صحت قضیه‌ای برای ما بدیهی بوده است بدون اینکه به سادگی قادر به توجیه این درک مستقیم بوده باشیم. قبل از معادل بودن دو نامساوی جبری $|x| \leq c$ و $c \leq x \leq -c$ برای داشتجویان بدیهی به نظر می‌رسد ولی کسانی که ریاضی عمومی تدریس کرده‌اند می‌دانند بسیاری از داشتجویان برای اثبات آن دچار مشکل می‌شوند و گاهی برهانی نادرست یا ناقص ارائه می‌کنند

از داشتجویان برای حل مسائل ریاضی غیرقابل انکار است. درک شهودی یک مسئله اگر سریعاً منجر به یافتن جواب آن شود باعث می‌شود که دست کم راه حل مسئله را باید یا حداقل در جهت درست به حل مسئله اقدام کنیم.

*) گروه آمار، دانشگاه فردوسی مشهد

۱) در لغتنامه دهخدا معانی زیر (علاوه بر معانی دیگر) برای کلمه «شهود» ارائه شده است: «حاضر آمدن - پیدا شدن - دیدن - عیان شدن - آشکار شدن و (در اصطلاح اهل سلوک) رفع حجاب از روح جسمانی».

در نشریه فرهنگ و اندیشه ریاضی (شمال ۱۳۷۳ سال ۱۳۷۳ ترجمه آقای احمد بیشک) تحت عنوان «مسئله اتومبیل و بزها» آمده است (با کمی دستکاری در صورت مسئله) چنین است:

مجری یک مسابقه تلویزیونی سه کمد (گنجه) در بسته را به شرکت کننده نشان می‌دهد و ضمن اظهار اینکه یکی از دو کمد حاوی جایزه‌ای نفیس است و دو کمد دیگر خالی است، از شرکت کننده می‌خواهد که یک کمد را انتخاب کند و اضافه می‌کند در صورتی که کمد انتخابی وی حاوی جایزه باشد، برنده جایزه خواهد بود. پس از آنکه شرکت کننده انتخاب خود را به اطلاع مجری می‌رساند، مجری (قبل از آنکه کمد انتخاب شده را بگشاید) یکی از دو کمد دیگر را (آن را که حاوی جایزه نیست) می‌گشاید و پوچ بودن آن را به شرکت کننده و حضار نشان می‌دهد و اظهار می‌دارد که شرکت کننده در صورت تمايل می‌تواند انتخاب خود را تغییر داده و کمد ناگشوده دیگر را برگزیند. سؤال این است که «آیا بهتر است شرکت کننده انتخاب خود را تغییر دهد یا به انتخاب اولیه خود وفادار باقی بماند؟»

جواب سریع و مبتنی بر درک شهودی که معمولاً به این مسئله داده می‌شود این است که «فرقی نمی‌کند، چون با خارج شدن یکی از کمدها از صحته بازی، احتمال اینکه هر یک از دو کمد دیگر حاوی جایزه باشد مساوی و برابر $\frac{1}{2}$ است». اما چنین نیست! در واقع به طور متوسط کمد انتخاب اولیه با احتمال $\frac{1}{2}$ و کمد دیگر با احتمال $\frac{1}{2}$ حاوی جایزه است. دو نوع استدلال برای اثبات این مطلب در ضمیمه آمده است.

ضمیمه: توضیحات

مسئله انتباط روزهای تولد. با فرض اینکه روز تولد هیچ یک از افراد گروه n نفری 365° ام اسفند نباشد، احتمال اینکه هیچ دو نفر از n نفر روز تولد مشترک نداشته باشند برابر است با

$$p(n) = N(N-1) \times \dots \times (N-n+1)/N^n = N!/[(N-n)!N^n]$$

که در آن $365 = N$. با استفاده از تقریب استرلینگ $(K!) = \sqrt{2K\pi} K^k e^{-k}$ می‌توان نوشت

$$p(n) \approx (N - n + \frac{1}{2}) [\ln N - \ln(N - n)] - n$$

که با مقدارگذاری داریم:

$$1 - p(22) \approx 0,95, \quad 1 - p(46) \approx 0,51$$

مسئله مبارزه سه نفره. سه نفر a, b و c را مطابق شکل در نظر بگیرید و فرض کنید که نوبت تیراندازی در جهت حرکت عقربه‌های ساعت می‌چرخد. سه پیشامد A, B و C را به ترتیب زنده‌ماندن a, b و c تعریف می‌کنیم.

(با این فرض که بتواند 10^{12} عمل ضرب یا جمع را در یک ثانیه انجام دهد) به بیش از ۱۲ میلیون سال وقت نیاز دارد.

گمراه‌کنندگی شهود در مسائل احتمال بسیار فراوانتر است، شاید به این دلیل که کسب تجربه عملی در مسائل احتمال مستلزم تکرار و در نتیجه مشکلتر است. یک مثال در این زمینه مسئله معروف و مقدماتی انتباط روزهای تولد لااقل دو نفر در یک جمع n نفری است. در این مسئله سوال این است که «در یک جمع n نفری که هیچ‌گونه اطلاعی درباره تاریخ تولد آنها نداریم، n دست کم چه مقدار باید باشد تا احتمال اینکه لااقل دو نفر دارای یک روز تولد باشند بیش از 50% ?» جواب غیرمنتظره این مسئله $= 23$ است. یعنی در یک جمع 23 نفری بیش از 50% احتمال دارد که لااقل دو نفر یک روز تولد داشته باشند. جالبتر اینکه احتمال همین پیشامد در یک جمع 46 نفری تقریباً 95% است. (ضمیمه را ملاحظه نمایید).

مسئله دیگری که جواب آن بر خلاف تصور ماست این است که در یک مبارزه سه نفره که هر یک قرار است دو نفر دیگر را با تیراندازی از بین برد، بیشترین احتمال زنده ماندن از آن کسی است که مهارتمن در تیراندازی از دو نفر دیگر کمتر است! صورت مسئله به شکل دیگر چنین است که سه نفر a, b و c ، که در هر بار تیراندازی احتمال اصابت تیرشان به هدف به ترتیب برابر p_1, p_2 و p_3 است، در سه رأس یک مثلث متساوی‌الاضلاع بر یک زمین مسطح قرار دارند و هر یک به نوبت به سوی یکی از دو نفر دیگر (هر کدام که بخواهد!) یک تیر را می‌کند تا اینکه نهایتاً یک نفر زنده بماند. شخصی که تیراندازی را شروع می‌کند به طور تصادفی به وسیله داور تعیین می‌گردد. با مفروضات فوق می‌توان نشان داد (ضمیمه را ملاحظه کنید) که احتمال زنده ماندن c از دو نفر دیگر بیشتر است. گاهی ساده‌ترین مسائل احتمال درک شهودی ما را به مبارزه می‌طبند. مثلاً فرض کنید در ظرفی سه سکه وجود دارد که هر دو طرف سکه اول شیر و هر دو طرف سکه دوم خط است و سکه سوم معمولی است به این معنی که یک طرف آن شیر و طرف دیگر خط است. یکی از سه سکه را به طور تصادفی برمی‌داریم و آن را (بدون اینکه طرف دیگر سکه را ببینیم) روی میز قرار می‌دهیم و ملاحظه می‌کنیم که طرف قابل رؤیت سکه انتخاب شده شیر است. سؤال این است که «احتمال اینکه طرف دیگر سکه نیز شیر باشد چقدر است؟».

تقریباً همه کسانی که برای اولین بار با این مسئله مواجه می‌شوند چنین استدلال می‌کنند که «با توجه به اینکه طرف قابل رؤیت سکه نیز شیر است، این سکه نمی‌تواند سکه دوم باشد، پس احتمال اینکه طرف دیگر سکه نیز شیر باشد، (یعنی احتمال اینکه سکه اول انتخاب شده باشد) برابر $\frac{1}{2}$ است». اما واقعیت غیر از این است. در حقیقت احتمال مطلوب برابر $\frac{1}{3}$ است. اگر این جواب به نظر شما درست نمی‌رسد ضمیمه را ملاحظه نمایید. مسائلی مشابه مسئله بالا که از ظاهر جالب توجه‌تری برخوردار است و

حال اگر برای مثال $1 = p_1 = 0, 8, p_2 = 0, 5, p_3 = 0$ باشد داریم

$$P(A) = 0, 267, \quad P(B) = 0, 326, \quad P(C) = 0, 437$$

که مؤید ادعاست.

ظرف حاوی سه سکه. فضای نمونه آزمایش تصادفی مربوط دارای نشان برآمد متغیر هم احتمال به صورت

$$\Omega = \{H_1, H_2, T_1, T_2, H', T'\}$$

است که حروف H و T به ترتیب نشان دهنده شیر و خط هستند و حروف دارای پریم نشان دهنده دوری سکه سوماند. احتمال مطلوب عبارت است از $P(B|A)$ که $A = \{H_1, H_2, H'\}$ و $B = \{H_1, H_2\}$ است. بدیهی

است که

$$P(B|A) = P(A \cap B)/P(A) = P(B)/P(A) = \frac{2}{3}/\frac{3}{4} = \frac{2}{3}$$

مسئله مسابقه تلویزیونی. به نظر نگارنده کاملاً بدیهی است که شرکت کننده باید انتخاب خود را عوض کند، چون احتمال اینکه جایزه در کم انتخابی وی باشد برابر $\frac{1}{3}$ و احتمال اینکه جایزه در یکی از دو کم دیگر باشد برابر $\frac{2}{3}$ است!

اما برای مقادیر کدن خوانندگان دیر باورتر سه کم را با a, b, c نامگذارد.

می‌کنیم که a کمی است که شرکت کننده انتخاب نموده است. فرض کنید A, B و C به ترتیب پیشامدهای جایزه دار بودن کمدهای a, b و c باشند. بدیهی است که $P(A) = P(B) = P(C) = \frac{1}{3}$. حال فرض کنید که مجری کم b را می‌گشاید و نشان می‌دهد که فاقد جایزه است. می‌خواهیم در پرتو اطلاعی که مجری با گشودن کم b در اختیار ما قرار می‌دهد، احتمال $P(C|H_b)$ را حساب کنیم. این احتمال را با p نشان می‌دهیم که در آن « مجری کم b را می‌گشاید» H_a در صورتی که مجری کم c را باز کند، احتمال مطلوب $P(B|H_c)$ است که « مجری کم c را می‌گشاید». $H_c = 1 - p$.

بدیهی است که $P(H_b|C) = P(H_c|B) = 1$. فرض کنید $P(H_b|A) = q = 1 - p$ و $P(H_b|A) = P(H_c|A) = 1 - q$. و مقادیر p و q می‌تواند بر شرکت کننده معلوم یا مجهول باشد. می‌توان نوشت

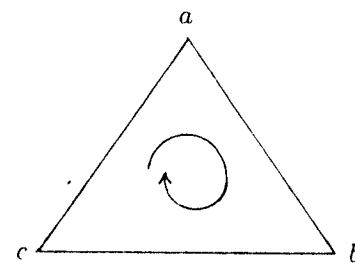
$$P(H_b) = P(H_b|A)P(A) + P(H_b|C)P(C) = \frac{1}{3}p + \frac{1}{3}$$

$$P(H_c) = P(H_c|A)P(A) + P(H_c|B)P(B) = \frac{1}{3}q + \frac{1}{3}$$

بس

$$P(A|H_b) = P(H_b|A)P(A)/P(H_b) = p/(1 + p)$$

$$P(C|H_b) = P(H_b|C)P(C)/P(H_b) = 1/(1 + p)$$



سه پیشامدهای شروع تیراندازی به وسیله a, b و c را به ترتیب با S_a, S_b و S_c نشان می‌دهیم. بدیهی است که

$$P(A) = \frac{1}{3}P(A|S_a) + \frac{1}{3}P(A|S_b) + \frac{1}{3}P(A|S_c)$$

با توجه به این نکته بدیهی که مدام که هر سه تیرانداز زنده‌اند، نوبت تیراندازی به هر کدام که می‌رسد، برای افزایش احتمال زنده ماندن خود باید به سمت تیرانداز ماهرتر تیراندازی کند، روابط برگشتشی زیر را می‌توان نوشت:

$$P(A|S_a) = p_1[\bar{p}_2p_1 + \bar{p}_2(\bar{p}_1\bar{p}_2)p_1 + \dots] + \bar{p}_1P(A|S_b)$$

$$p_1\bar{p}_2/(1 - \bar{p}_1\bar{p}_2) + \bar{p}_1P(A|S_b),$$

$$P(A|S_b) = \bar{p}_1P(A|S_b),$$

$$P(A|S_c) = \bar{p}_2P(A|S_a)$$

از سه معادله سه مجھولی فوق خواهیم داشت

$$P(A|S_a) = p_1^2\bar{p}_2/[q(1 - \bar{p}_1\bar{p}_2)]$$

$$P(A|S_b) = p_1^2\bar{p}_1\bar{p}_2/[q(1 - \bar{p}_1\bar{p}_2)]$$

$$P(A|S_c) = p_2^2\bar{p}_1/[q(1 - \bar{p}_1\bar{p}_2)]$$

که در آنها $q = 1 - \bar{p}_1\bar{p}_2\bar{p}_3$ و $i = 1, 2, 3$. $\bar{p}_i = 1 - p_i$ در نتیجه داریم

$$P(A) = \frac{1}{3}p_1^2\bar{p}_2(1 + \bar{p}_2 + \bar{p}_1\bar{p}_2)/[q(1 - \bar{p}_1\bar{p}_2)]$$

به طور مشابه احتمال زنده ماندن b و c به ترتیب زیر

$$P(B) = \frac{1}{3}p_2[p_2(1 + \bar{p}_1)/(1 - \bar{p}_2\bar{p}_3)]$$

$$+ \frac{1}{q}(1 + \bar{p}_1 + \bar{p}_1\bar{p}_2)(p_2 + \bar{p}_1p_1\bar{p}_2)/(1 - \bar{p}_2\bar{p}_3)$$

$$P(C) = \frac{1}{3}p_3\left\{ (p_3 + \bar{p}_2p_3 + \bar{p}_2\bar{p}_3)/(1 - \bar{p}_2\bar{p}_3) \right.$$

$$+ \frac{1}{q}(1 + \bar{p}_2 + \bar{p}_2\bar{p}_3)$$

$$\left. [(p_3/(1 - \bar{p}_2\bar{p}_3) + \bar{p}_3(p_3 + \bar{p}_2\bar{p}_3)/(1 - \bar{p}_2\bar{p}_3)] \right\}$$

به دست می‌آید.

به طور مشابه $P(B|H_c) = 1/(1+q)$ و $P(A|H_c) = q/(1+q)$ چون

$$\frac{p}{1+p} \times \left(\frac{1}{3}p + \frac{1}{3}\right) + \frac{q}{1+q} \left(\frac{1}{3}q + \frac{1}{3}\right) = \frac{1}{3}$$

به دست می‌آیند، که اگر $1 < p, q$ داریم

$$P(A|H_b) < P(C|H_b)$$

$$\frac{1}{1+p} \times \left(\frac{1}{3}p + \frac{1}{3}\right) + \frac{1}{1+q} \left(\frac{1}{3}q + \frac{1}{3}\right) = \frac{2}{3}$$

$$P(A|H_c) < P(B|H_c)$$

یعنی در هر دو صورت بهتر است شرکت کند، انتخاب خود را تغییر ندهد به طور متوسط حال اگر شرکت کننده از استراتژی مجری در باز کردن جعبه‌ها (یعنی از احتمالات p و q) بی‌اطلاع باشد، باید متوسط احتمالات فوق را مقایسه کرد.

آماره‌های بستنده

جیمی سویج (Jimmie Savage) و من (بل هالموس) در نوشن
مقاله‌ای همکاری کردیم که در محافل آماری اشتهر بسیار یافت. این
همکاری با پرسشی اتفاقی از طرف جیمی درباره احتمالهای شرطی آغاز
شد. در آن روزها من دل درگرو نظریه اندازه (و نیز کتاب نظریه اندازه که
در حال نوشتنش بودم) داشتم، و نظریه اندازه تنها راهی است که ظرافتهای
احتمالهای شرطی را می‌توان به کمک آن روشن و دقیق کرد. جیمی به من
آماره‌های بستنده را یاد داد و من به او قضیه رادون - نیکودیم را آموختم؛ رابطه
این دو موضوع، چیزی بود که منجر به نوشن مقاله مشترکمان شد.

ترجمه از کتاب I want to be a mathematician اثر بل هالموس.

ترجمه م. ق. و. ا