منطق نمونه‌گیری احتمالی در پیمایش‌های اجتماعی

دکتر هوشنگ نایبی*

چکیده: *در این مقاله نمونه‌گیری احتمالی در پیمایش‌های اجتماعی که هدف آن استنباط ویژگی‌های جمعیت بر اساس ویژگی‌های نمونه است، چگونگی و میزان اطمینان به معرف بودن نمونه و استنباط‌های آماری تشریح می‌شود. سپس سازوکار و شیوه‌های انتخاب نمونه احتمالی در پیمایش‌های اجتماعی مطرح می‌شود و سرانجام نمونهٔ احتمالی با نمونهٔ غیراحتمالی مقایسه می‌شود و کارآیی آن‌ها در استنباط ویژگی‌های جمعیت و دقت تجربی آن‌ها عنوان می‌شود.*

کلیدواژه: نمونه‌گیری احتمالی، پیمایش اجتماعی، استنباط آماری کلاسیک، توزیع نمونه‌گیری، نمونه‌گیری خوشه‌ای طبقه‌بندی، شانس معین و برابر نمونه

* استادیار دانشگاه تهران

hnayebi@ut.ac.ir

مقدمه

«پیمایش» (survey) یکی از مهم‌ترین روش های تحقیق بنیادی (برای نظریه‌آزمایی) در علوم اجتماعی و ابزار مهمی برای مقاصد کاربردی (توصیف و سنجش دقیق) در بخش عمومی و خصوصی است. پیمایش‌های اجتماعی معمولاً برای گردآوری داده‌ها از افراد در بارهٔ خود افراد، خانواده آن‌ها یا سایر واحدهای اجتماعی بزرگ‌تر اجرا می‌شود. در پیمایش‌ها هم نتیجه‌گیری از داده‌های عموماً بر اطلاعاتی استوار است که از نمونه‌ای از مردم به دست می آید؛ زیرا معمولاً به علت هزینهٔ سنگین و وقت زیادی که پیمایش تمام شماری (سرشماری) می برد، پرسش از همهٔ مردم عملی نیست. با این همه، نتیجه‌گیری‌های مبتنی بر جزئی از کل می‌تواند به طرز شگرفی دقیق باشد؛ می‌توان با یکی دو هزار رأی پیمایشی آرای انتخاباتی میلیون‌ها تن را پیش‌بینی کرد! در چنین مواردی که داده ها و اطلاعات ما کامل نیست و جزیی است، بخشی از «عناصر» (element) را که داده‌ها را از آنها گردآوری می‌کنیم، «نمونه» (sample) می‌نامیم و مجموعهٔ عناصری را که نمونه بخشی از آن است، «جمعیت» (population) یا «جامعهٔ آماری» (universe). اندازه موجزی از جمعیت (مانند میانگین، درصد یا واریانس) را «پارامتر» (parameter) و معادل آن در نمونه را «آماره» (statistic) یا «برآوردگر» (estimator) می خوانیم. هدف «نمونه‌گیری» (sampling) هم استنباط در بارهٔ پارامتر مجهول جمعیت بر اساس آمارهٔ نمونه است. این فرآیند تعمیم از نمونه به جمعیت که به طرق معینی صورت می‌گیرد، «استنباط آماری» (statistical inference) خوانده می‌شود.

گو اینکه می‌توان به طرق مختلفی از عناصر جمعیت نمونه‌گیری کرد، اما فقط در مورد نمونه‌های خاصی که به «نمونه احتمالی» (probability sample) معروف‌اند، می‌توان به استنباط آماری پرداخت. نمونهٔ احتمالی نمونه‌ای است که به گونه‌ای انتخاب می‌شود که هر عنصر یا هر ترکیبی از عناصر جمعیت از شانس معین و معمولاً شانس برابری برای انتخاب شدن در نمونه برخوردار باشد. هر نمونه ای که بر اساس این اصل انتخاب نشود، یعنی شانس یا احتمال انتخاب عناصر جمعیت مشخص نباشد، یا مد نظر

قرار نگرفته باشد، «نمونه‌ای غیراحتمالی» (nonprobability sample) است. در واقع، اصل اساسی نمونه‌گیری احتمالی انتخاب تصادفی است؛ به هیچ عنصری مزیت و برتری اعطا نمی‌شود. به عبارت دیگر، ترکیب نمونه (نحوهٔ انتخاب عناصر) را فقط و فقط عوامل تصادفی تعیین می کنند. اما عوامل تصادفی که معمولاً کمتر به مثابه راهنمای عمل به حساب می‌آیند و عموماً همه جا تلاش می‌کنیم شانس و تصادف را حذف کنیم وگرنه پیش‌بینی‌ها و برنامه‌های‌مان را به باد می‌دهد. پس جای بسی شگفتی است که تجربه و شناخت خود را باید کنار نهاد و به استقبال قطب مقابل شتافت و تعیین انتخاب نمونه را به دست تصادف کور سپرد! مسئلهٔ اصلی این مقاله که در پی پاسخ دادن بدان است هم در واقع، این پرسش است: «چرا در نمونه‌گیری باید به تصادف تن در داد؟»

با اینکه هر نوع انتخابی از عناصر جمعیت، هر نوع نمونه‌ای تا حدی معرف جمعیت مبنای نمونه‌گیری است، اما اگر انتخاب تصادف نباشد، یعنی نمونه‌گیری غیراحتمالی باشد، میزان معرف بودن نمونه را نمی‌توان تعیین کرد. اما، میزان معرف بودن نمونه احتمالی را می‌توان با اتکا بر نظریه‌های استنباط آماری تعیین کرد. آماردان‌ها چند نظریهٔ ریاضی مانند نظریهٔ کلاسیک استنباط یا نظریه بیسی استنباط ابداع کرده‌اند که بر اساس آن‌ها می‌توان از روی ویژگی‌های نمونه احتمالی ویژگی‌های جمعیت را استنباط کرد. این نظریه‌ها از توابع ریاضی که توصیف رابطهٔ نمونه و جمعیت هستند، استفاده می‌کنند. معروف‌ترین و رایج‌ترین این نظریه‌ها، نظریهٔ کلاسیک استنباط آماری است. در اینجا تلاش می‌شود با تشریح این نظریه با زبان ساده کاربردی، منطق استنباط آماری از روی نمونه و چگونگی تعیین میزان معرف بودن نمونهٔ احتمالی را نشان داده و به پرسش «چرایی تن در دادن به انتخاب تصادفی و میزان اطمینان‌مان بدان» پاسخ داده شود.

اهمیت طرح این موضوع نیز در این است که اولین اصل اساسی پیمایش اجتماعی به عنوان روشی پهناگر، معرف جمعیت کل بودن نتایج آن است که صرفاً با نمونه‌گیری احتمالی تحقق می‌یابد. تشریح و تفهیم منطق نمونه‌گیری احتمالی می‌تواند به نشان دادن اهمیت نمونه‌گیری احتمالی برای معرف جمعیت کل بودن کمک کند و موجد تعهد

حرفه‌ای محققان به اعمال دقیق نمونه‌گیری احتمالی در تحقیقات پیمایشی‌شان گردد. با این همه، در کتاب‌های روش‌های تحقیق اجتماعی و حتی کتاب‌های نمونه‌گیری به تفهیم منطق نمونه‌گیری احتمالی پرداخته نشده[1] و عمدتاً به روش‌های نمونه‌گیری و فرمول‌های مقتضی تکیه شده است یا صرفاً به استدلال ریاضی و فنی منطق نمونه‌گیری احتمالی اکتفا شده است که معمولاً پیگیری آن از حوصلهٔ محققان خارج است. نبود تفهیم منطق نمونه‌گیری احتمالی معمولاً موجب می‌شود که محققان به نمونه‌گیری ساده‌تر غیراحتمالی (مثلاً نمونه‌گیری سهمیه‌ای) روی آورند یا در اجرای نمونه‌گیری احتمالی جدیت و دقت لازم را به خرج ندهند و در نتیجه، ناخواسته کل نتایج پیمایش‌شان را از جنبهٔ معرف بودن خدشه‌دار کنند.

نظریهٔ کلاسیک استنباط آماری

برای تشریح منطق (نظریه) استنباط آماری کلاسیک از یک مثال ساده استفاده می کنیم. فرضاً جدول ۱ توزیع نمرات آمار دانشجویان یک کلاس ۲۰ نفره است؛ در واقع، این ۲۰ دانشجو جمعیت (جامعهٔ آماری) ما را تشکیل می‌دهند.

جدول۱- توزیع نمرات آمار دانشجویان کلاس آمار، ۲۰=N

شماره دانشجو	نمره	شماره دانشجو	نمره	شماره دانشجو	نمره	شماره دانشجو	نمره
۱	۱۱	۶	۱۳	۱۱	۱۴	۱۶	۱۶
۲	۱۲	۷	۱۳	۱۲	۱۴	۱۷	۱۶
۳	۱۲	۸	۱۳	۱۳	۱۵	۱۸	۱۷
٤	۱۲	۹	۱٤	۱٤	۱۵	۱۹	۱۸
۵	۱۳	۱۰	۱٤	۱۵	۱۵	۲۰	۱۹

با محاسبه ساده ای می بینیم که «میانگین» (μ) نمرات این دانشجویان (y_i) و «واریانس» (σ^2) و «انحراف استاندارد» (standard deviation) (σ) نمرات به ترتیب عبارت‌اند از:

(فرمول ۱)
$$\mu = \frac{۱}{N}\sum y_i = \frac{۱}{۲۰}(۲۸۶) = ۱۴/۳۰$$

$$\sigma^{۲} = \frac{۱}{N}\Sigma(y_i - \mu)^{۲} = \frac{۱}{۲۰}(۸٤/۲۰) = ٤/۲۱$$ (فرمول ۲)

$$\sigma = \sqrt{\sigma^{۲}} = \sqrt{٤/۲۱} = ۲/۰۵$$ (فرمول ۳)

حال با روش نمونه‌گیری تصادفی ساده (که بعداً تشریح خواهد شد)، نمونه‌ای به حجم n=3 از بین این دانشجویان انتخاب می کنیم. فرض کنیم نتیجهٔ این انتخاب دانشجویان شماره ۷، ۲، ۱۳ است. میانگین نمره این نمونه (این سه دانشجو) $\bar{y}_{۱} = (۱۲+۱۳+۱۵)/۳ = ۱۳/۳۳$ است. باز نمونهٔ سه نفرهٔ دیگری انتخاب می کنیم: دانشجویان شمارهٔ ۱۱، ۲۰، ١٦ با میانگین نمرهٔ ١٦/٣٣. نمونه گیری خود را یک بار دیگر تکرار می کنیم: دانشجویان شمارهٔ ۱۱، ۱۸، ۹ با میانگین نمرهٔ ۱۵. می‌بینیم هر بار که نمونه‌ای تصادفی انتخاب می کنیم، به میانگین متفاوتی می‌رسیم و هیچ کدام نیز معادل میانگین جمعیت (μ = ١٤/٣٠) نیست؛ میانگین نمونهٔ اول ۰/۹۷- با میانگین جمعیت تفاوت دارد، میانگین نمونهٔ دوم ۲/۰۳ و میانگین نمونهٔ سوم ۰/۷. به تفاوت بین میانگین نمونه و میانگین جمعیت ($\bar{y} - \mu$) «خطای نمونه‌گیری» (sampling error) اطلاق می‌شود. خطای نمونه گیری ذاتی نمونه‌گیری احتمالی است؛ زیرا هیچ نمونه‌ای آیینه تمام‌نمای جمعیت نیست. خطای نمونه‌گیری از خطاهای دیگری که ممکن است در فرآیند نمونه‌گیری رخ دهد و به آن‌ها خطای غیرنمونه‌گیری می‌گویند، متمایز است. خطای غیرنمونه‌گیری مانند ندادن شانس برابر به همهٔ اعضای جمعیت (مثلاً انتخاب نمونه از بین ۱۸ دانشجوی حاضر در کلاس و غفلت از ۲ دانشجوی غایب)، یا عدم دسترسی به عده‌ای از افرادی که جزو نمونه قرار گرفته‌اند، ذاتی نمونه گیری نیست و ناشی از نقص (عمدی یا غیرعمدی) اجرای شیوهٔ نمونه‌گیری است. اما به فرض اینکه هیچ خطای غیرنمونه‌گیری در میان نباشد، با توجه به اینکه خطای نمونه‌گیری هر بار اندازهٔ متفاوتی دارد و در پیمایش‌های اجتماعی هم فقط یک بار نمونه‌گیری می‌کنیم و پارامتر جمعیت هم مجهول است، (و هدف از نمونه‌گیری برآورد همین پارامتر مجهول است)، چگونه می‌توانیم از روی آماره متغیری به تعیین پارامتر جمعیت برسیم؟

گرچه خطاهای نمونه گیری تقریباً با هر آمارهٔ نمونه عجین است، این پیامد نمونه‌گیری احتمالی به هیچ وجه مایهٔ نگرانی نیست، چه مجموع این خطاها به صورت

آشفته و بی‌نظم عمل نمی‌کند بلکه از توزیع ویژه‌ای برخوردار است و در نتیجه، به سادگی تحلیل‌پذیر است. در همین مثال، اگر تمام نمونه‌های ممکن (تمام ترکیب‌های ممکن سه عنصری از بیست عنصر را که معادل ۱۱۴۰ ترکیب می شود) را انتخاب کنیم و میانگین تک تک نمونه‌ها را حساب کنیم، می‌بینیم که توزیع این میانگین‌ها تا حدی منظم است. توزیع میانگین‌های تمام نمونه‌های ممکن با حجم n=۳ از این جمعیت که حجم آن ۳ =N است در جدول ۲ و منحنی این توزیع در شکل ۱ ارائه شده است.

جدول ۲- توزیع نمونه‌گیری و خطای نمونه‌گیری، n=۳ و N=۲۰

میانگین نمونه $(\bar{y}_i)$	فراوانی	درصد	خطای نمونه‌گیری $(\bar{y}_i - \mu)$	خطای نمونه‌گیری (برحسب σ)
۱۱/۶۷	۳	۰/۲۶	۲/۶۳-	۲/۳۵-
۱۲/۰۰	۱۳	۱/۱۴	۲/۳۰-	۲/۰۵-
۱۲/۳۳	۳۰	۲/۶۳	۱/۹۷-	۱/۷۵-
۱۲/۶۷	۵۵	۴/۸۲	۱/۶۳-	۱/۴۶-
۱۳/۰۰	۸۵	۷/۴۶	۱/۳۰-	۱/۱۶-
۱۳/۳۳	۱۰۷	۹/۳۹	۰/۹۷-	۰/۸۶-
۱۳/۶۷	۱۲۳	۱۰/۷۹	۰/۶۳-	۰/۵۶-
۱۴/۰۰	۱۲۹	۱۱/۳۲	۰/۳۰-	۰/۲۷-
۱۴/۳۳	۱۲۵	۱۰/۹۶	۰/۰۳-	۰/۰۳
۱۴/۶۷	۱۱۵	۱۰/۰۹	۰/۳۷	۰/۳۳
۱۵/۰۰	۱۰۱	۸/۸۶	۰/۷۰	۰/۶۲
۱۵/۳۳	۸۲	۷/۱۹	۱/۰۳	۰/۹۲
۱۵/۶۷	۶۲	۵/۴۴	۱/۳۷	۱/۲۲
۱۶/۰۰	۴۵	۳/۹۵	۱/۷۰	۱/۵۲
۱۶/۳۳	۲۹	۲/۵۴	۲/۰۳	۱/۸۱
۱۶/۶۷	۱۸	۱/۵۸	۲/۳۷	۲/۱۱
۱۷/۰۰	۱۰	۰/۸۸	۲/۷۰	۲/۴۱
۱۷/۳۳	۵	۰/۴۴	۳/۰۳	۲/۷۱
۱۷/۶۷	۲	۰/۱۸	۳/۳۷	۳/۰۰
۱۸/۰۰	۱	۰/۰۹	۳/۷۰	۳۰
کل	۱۱۴۰	۱۰۰/۰۰		

به این توزیع میانگین‌های تمام نمونه‌های ممکن «توزیع نمونه‌گیری» (sampling distribution) می‌گویند که از مفاهیم کلیدی و بنیادی نظریهٔ کلاسیک استنباط آماری است.

جدول۳- توزیع نمونه‌گیری و خطای نمونه‌گیری، n=٤ و N=۲۰

میانگین نمونه $(\bar{y}_i)$	فراوانی	درصد	خطای نمونه‌گیری $(\bar{y}_i-\mu)$	خطای نمونه‌گیری (برحسب σ)
۱۱/۷۵	۱	۰/۰۲	-۲/۵۵	-۲/۷۱
۱۲/۰۰	۱۲	۰/۲۵	-۲/۳۰	-۲/٤٤
۱۲/۲۵	۳٤	۰/۷۰	-۲/۰۵	-۲/۱۸
۱۲/۵۰	۸۳	۱/۷۱	-۲/۸۰	-۱/۹۱
۱۲/۷۵	۱٤۷	۳/۰۳	-۱/۵۵	-۱/٦۵
۱۳/۰۰	۲۳٤	٤/۸۳	-۱/۳۰	-۱/۳۸
۱۳/۲۵	۳۱۵	٦/۵۰	-۱/۰۵	-۱/۱۲
۱۳/۵۰	۳۹۹	۸/۲٤	-۰/۸۰	-۰/۸۵
۱۳/۷۵	٤۹۹	۹/۲۷	-۰/۵۵	-۰/۵۸
۱٤/۰۰	٤۸۵	۱۰/۰۱	-۰/۳۰	-۰/۳۲
۱٤/۲۵	٤۸۵	۱۰/۰۱	-۰/۰۵	-۰/۰۵
۱٤/۵۰	٤۷۰	۹/۷۰	۰/۲۰	۰/۲۱
۱٤/۷۵	٤۱۹	۸/٦۵	۰/٤۵	۰/٤۸
۱۵/۰۰	۳٦۵	۷/۵۳	۰/۷۰	۰/۷٤
۱۵/۲۵	۲۹۳	٦/۰۵	۰/۹۵	۱/۰۱
۱۵/۵۰	۲۲۸	٤/۷۱	۱/۲۰	۱/۲۷
۱۵/۷۵	۱٦۲	۳/۳٤	۱/٤۵	۱/۵٤
۱٦/۰۰	۱۱۳	۲/۳۳	۱/۷۰	۱/۸۱
۱٦/۲۵	٦۹	۱/٤۲	۱/۹۵	۲/۰۷
۱٦/۵۰	٤۳	۰/۸۹	۲/۲۰	۲/۳٤
۱٦/۷۵	۲۲	۰/٤۵	۲/٤۵	۲/٦۰
۱۷/۰۰	۱۱	۰/۲۳	۲/۷۰	۲/۸۷
۱۷/۲۵	٤	۰/۰۸	۲/۹۵	۳/۱۳
۱۷/۵۰	۲	۰/۰٤	۳/۲۰	۳/٤۰
کل	٤۸٤۵	۱۰۰/۰۰		

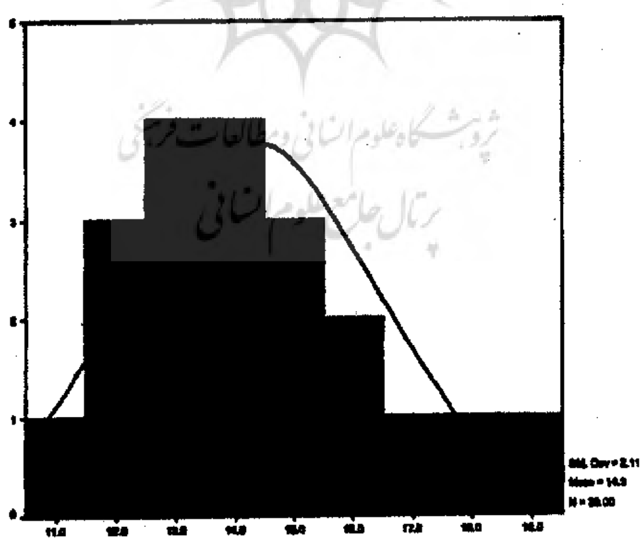
توزیع نمونه‌گیری این مثال دارای دو ویژگی مهم است: اول اینکه میانگین کل این ۱۱۴۰ میانگین نمونه ممکن ۱۴/۳۰ است که دقیقاً معادل میانگین حقیقی (میانگین جمعیت) است. البته این تساوی امری تصادفی نیست که اثبات می‌شود (رک. فروند و والپول، ۱۳۷۳، ص۲۷۵) که مقدار مورد انتظار (یا امید ریاضی (expected value)) میانگین نمونه که معمولاً آن را با نماد $E(\bar{y})$ نشان می‌دهند، در هر نمونه‌ای که با روش نمونه گیری تصادفی ساده انتخاب شده باشد، معادل میانگین جمعیت است: $E(\bar{y}) = \mu$. به عبارتی دیگر، میانگین کل میانگین‌های تمام ترکیب‌های ممکن n عنصر از جمعیت N عنصر دقیقاً معادل میانگین جمعیت است. اما این اصل برای همهٔ شیوه‌های نمونه‌گیری و برآوردهای (آماره‌های) نمونه صدق نمی‌کند. در جایی که مقدار مورد انتظار برآورد معادل پارامتر جمعیت باشد (مانند نمونه گیری تصادفی ساده) می‌گوییم برآوردگر، «برآوردگر نااریب» (unbiased estimator) آن پارامتر است. در جایی که امید ریاضی برآوردگر معادل پارامتر جمعیت نباشد، به همان مقدار که امید ریاضی برآوردگر از پارامتر جمعیت تفاوت داشته باشد، برآورد اریب است (Frankel,1983, p.27) مقدار این تفاضل نیز اریبی خوانده می‌شود: $E(\bar{y}) - \mu = bias$.

دوماً شکل این توزیع نمونه گیری مانند شکل توزیع مقادیر جمعیت نیست؛ از طرفی دامنهٔ توزیع نمونه‌گیری کوچک‌تر از توزیع جمعیت است و از طرف دیگر، تمرکز و تراکم توزیع نمونه گیری بیشتر حول و حوش میانگین جمعیت است و به توزیع نرمال که توزیع متقارن زنگوله‌ای شکلی است، نزدیک است (شکل۲ را با شکل ۱ مقایسه کنید). از این رو، می‌بینیم که عموماً خطاهای نمونه‌گیری آن قدر هم که در بادی امر به نظر می رسید، بزرگ نیستند؛ انحراف بیش از سه‌پنجم (۶۱ درصد) میانگین‌های نمونه از میانگین توزیع نمونه گیری (که معادل میانگین جمعیت است)، کمتر از ۱/۰ نمره و انحراف حدود ۹۲ درصد آن ها کمتر از ۲/۰ نمره است. اگر واحد سنجش خطای نمونه‌گیری را انحراف استاندارد توزیع نمونه‌گیری بگیریم (خطای نمونه‌گیری را بر انحراف استاندارد تقسیم کنیم)، می‌بینیم که خطای نمونه‌گیری بیش از نیمی از نمونه‌ها کمتر از یک انحراف استاندارد توزیع نمونه‌گیری (σ=۱/۱۲) و خطای

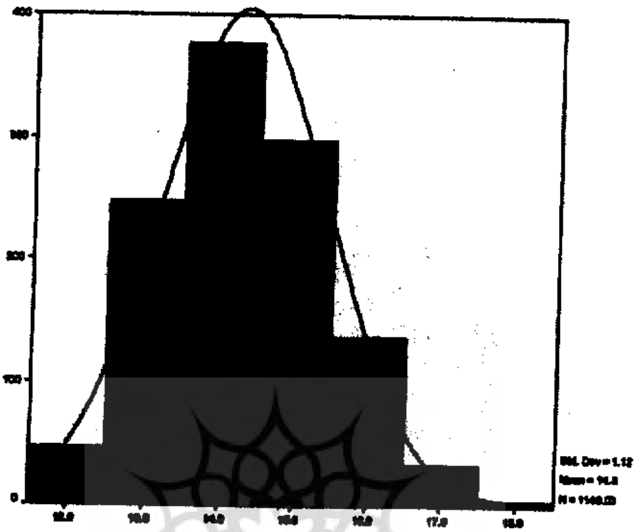
نمونه‌گیری حدود ۹۵ درصد نمونه‌ها کمتر از دو انحراف استاندارد توزیع نمونه‌گیری است.

با افزایش حجم نمونه، تمرکز میانگین‌های نمونه حول و حوش میانگین توزیع نمونه‌گیری بیشتر شده، شکل توزیع نمونه‌گیری به توزیع نرمال نزدیک‌تر می‌شود. در نتیجه، انحراف استاندارد توزیع نمونه‌گیری کاهش می‌یابد و به تبع آن خطای نمونه‌گیری نیز کم می‌شود. برای مثال، وقتی که حجم نمونهٔ مثال قبل را به ٤ =n افزایش دهیم (جدول ۳) انحراف استاندارد توزیع نمونه‌گیری ۰/۹٤ می‌شود که کمتر از انحراف استاندارد توزیع نمونه‌گیری با حجم ۳ نفر از همان جمعیت ۲۰ نفری است و شکل آن نیز به توزیع نرمال نزدیک‌تر می‌شود (شکل ۳). در اینجا خطای نمونه‌گیری بیش از سه- پنجم (٦۳/٤ درصد) نمونه‌ها از میانگین توزیع نمونه‌گیری کمتر از یک انحراف استاندارد و خطای نمونه‌گیری حدود ۹٦ درصد میانگین‌های نمونه‌ها از میانگین توزیع نمونه‌گیری کمتر از ۲ انحراف استاندارد است.

شکل ۱ نمودار توزیع نمرات جمعیت ۲۰=N

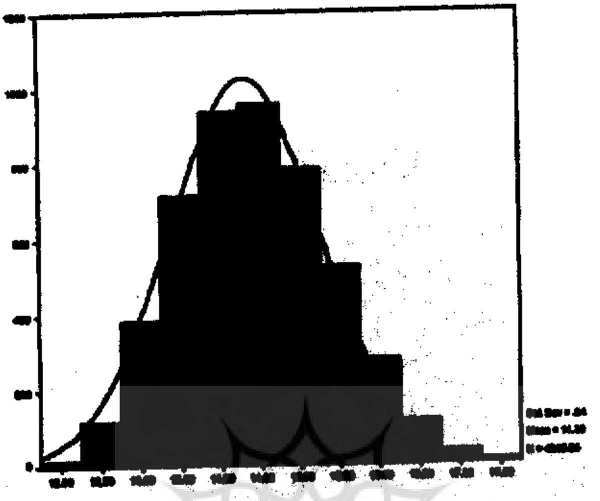


شکل ۲. نمودار توزیع نمونه‌گیری، $n = ۳$ ، $N = ۲۰$

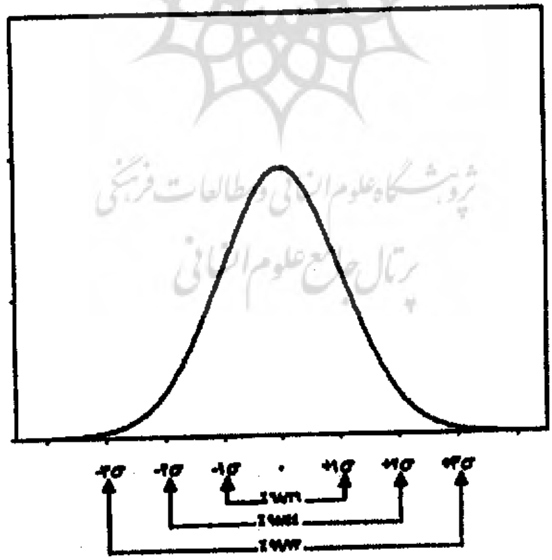


بنابراین، اگر ما از قبل از ویژگی های مذکور این توزیع نمونه گیری مطلع بودیم، وقتی با روش نمونه گیری تصادفی ساده یک نمونهٔ چهارنفره از بین ۲۰ دانشجوی جمعیت خود انتخاب می کردیم، می توانستیم بگوییم به احتمال ۹۶ درصد، خطای نمونه گیری نمونهٔ منتخب بین ۰ تا ۲ انحراف استاندارد توزیع نمونه گیری است؛ زیرا از هر صد نمونهٔ تصادفی که انتخاب کنیم، میانگین ۹۶ نمونه در این فاصله قرار دارد. به عبارت دیگر، می‌توانیم بگوییم که ۹۶ صدم یا ۹۶ درصد اطمینان داریم که تفاوت (یا انحراف) میانگین نمونه ما از میانگین جمعیت بین $۲σ$– الی $۲σ$ است یا به عبارت دیگر، انحراف میانگین نمونه ما از دو سوی میانگین جمعیت $۲σ$ است. احتمال ۹۶ صدم (یا هر نسبت دیگری را) «سطح اطمینان» (confidence level) و فاصلهٔ $۲σ$– تا $۲σ$ یا هر فاصلهٔ دیگری (مثلاً $σ$– تا $σ$) را «فاصلهٔ اطمینان» (confidante interval) یا «حدود اطمینان» (confidence limits) یا به زبان ساده‌تر «حدود خطای نمونه‌گیری» (bounds of sampling error) می خوانیم. بدین ترتیب، تعیین «خطای نمونه‌گیری» (sampling error) یک نمونهٔ احتمالی منوط به اطلاع از توزیع نمونه‌گیری آن است.

شکل ۳ نمودار توزیع نمونه‌گیری $n = 4$ ، $N = 20$



شکل ۴ نمودار توزیع نرمال



حال این سؤال مطرح می‌شود که در پیمایش‌های اجتماعی که فقط یک بار نمونه‌گیری می‌کنیم، چگونه از توزیع نمونه‌گیری نمونه خود اطلاع پیدا می‌کنیم تا بتوانیم خطای نمونه‌گیری خود را حساب کنیم؟ پاسخ این پرسش را ریاضیدان‌ها با «قضیهٔ حد مرکزی» (central limit theorem) داده‌اند (سرایی، ۱۳۷۲، ص٤٦). طبق قضیهٔ حد مرکزی، اگر از «جمعیتی نامتناهی» (infinite population) (دارای بی‌شمار عنصر) با روش نمونه‌گیری تصادفی ساده، نمونه‌ای بزرگ (نمونه‌ای به حجم $n \geq ۳۰$ یا بزرگ‌تر نمونهٔ بزرگ به شمار می آید)، انتخاب کنیم، توزیع نمونه گیری به توزیع نرمال میل می‌کند. به عبارت ساده‌تر توزیع نمونه‌گیری نمونهٔ بزرگ، خاصه در پیمایش‌های اجتماعی که معمولاً حجم نمونهٔ آن ها بسی بیشتر از ۳۰ مورد است، توزیعی تقریباً نرمال است که ویژگی های آن کاملاً مشخص است: توزیع نرمال توزیعی متقارن، واحد سنجش آن انحراف استاندارد و میانگین آن صفر است (شکل ٤). اندازهٔ سطوح توزیع نرمال با فرمول سطح توزیع نرمال قابل اندازه‌گیری است.

ریاضیدان ها برای سهولت کار، اندازهٔ سطوح توزیع نرمال را حساب کرده و به صورت جدول تهیه کرده‌اند که در ضمائم کتاب‌های آماری و حتی کتاب‌های روش تحقیق ارائه می‌شود. با مراجعه به یکی از این جداول می‌بینیم که برای مثال ٦٨/٢٦ درصد سطح توزیع نرمال بین یک انحرف استاندارد از دو سوی میانگین قرار دارد، یا ۹۵ درصد سطح آن بین ۱/۹٦ انحراف استاندارد از دو سوی میانگین یا ۹۵/٤٤ درصد سطح آن بین ۲ انحراف استاندارد از دو سوی میانگین. این بدان معناست که ٦٨/٢٦ درصد میانگین‌های نمونه‌ها در محدودهٔ بین میانگین و یک انحراف استاندارد از میانگین توزیع نمونه‌گیری (یا میانگین جمعیت) قرار دارد؛ به عبارت دیگر، خطای نمونه‌گیری در ٦٨/٢٦ درصد از نمونه‌ها بین ۰ تا ۱ انحراف استاندارد است. یا خطای نمونه‌گیری در ۹۵ درصد از نمونه ها بین ۰ تا ۱/۹٦ انحراف استاندارد است. بدین ترتیب، وقتی که نمونه‌ای احتمالی انتخاب می‌کنیم، به احتمال ۹۵/٤٤ درصد میانگین نمونهٔ ما در محدوده دو انحراف استاندارد از میانگین جمعیت قرار دارد. بنابراین، برآورد می کنیم که به احتمال ۹۵/٤٤ درصد میانگین جمعیت در محدودهٔ دو انحراف استاندارد از میانگین نمونه قرار دارد.

ما در اینجا به اثبات ریاضی قضیهٔ حد مرکزی نمی پردازیم (برای اثبات ریاضی آن رک. Mendenhall, 1996, p.323)، در عوض سعی کردیم با مثال‌های قبلی منطق آن را به زبان ساده نشان دهیم. همان طور که دیدیم، در نمونه بسیار کوچکی (با حجم ٤ عنصر)، توزیع نمونه‌گیری به توزیع نرمال نزدیک بود. از این رو، در پیمایش‌های اجتماعی که با جمعیت‌های بزرگ ولو متناهی سر و کار داریم، هنگامی که نمونه‌ای بزرگ انتخاب می کنیم و نسبت نمونهٔ ما (نسبت حجم نمونه به حجم جمعیت) کمتر از ۰/۰۵ است، می‌توانیم جمعیت خود را جمعیتی نامتناهی فرض کرده، به قضیهٔ حد مرکزی اتکا کنیم. به عبارت دیگر، با اطمینان خاطر می‌دانیم که توزیع نمونه‌گیری ما توزیعی تقریباً نرمال است و با مراجعه به جدول سطح توزیع نرمال حدود خطای نمونه‌گیری یا فاصلهٔ اطمینان خود را در هر سطح اطمینانی تعیین کرده و پارامتر جمعیت خود را برآورد می‌کنیم. معمولاً سطح اطمینان را ۹۵ درصد می‌گیریم و در نتیجه، حدود خطای نمونه‌گیری ما σ ۱/۹٦- تا σ ۱/۹٦ خواهد بود. البته می‌توانیم سطح اطمینان را بزرگ‌تر گرفته، مثلاً ۹۹/۷۳ درصد که در آن صورت حدود خطای نمونه‌گیری ما بزرگ‌تر (σ۳- تا σ۳) و دقت نمونه‌گیری ما کمتر خواهد شد. ما می توانیم سطح اطمینان خود را کوچک‌تر گرفته، مثلاً ٦۸/۲٦ درصد که در آن صورت فاصلهٔ اطمینان ما کوچک‌تر (σ۱- تا σ۱+) و دقت نمونه‌گیری ما بیشتر خواهد شد. در واقع، با افزایش سطح اطمینان، دقت نمونه‌گیری کاهش می‌یابد و بر عکس، با کاهش سطح اطمینان، دقت نمونه گیری بالا می رود. از این رو، معمولاً سطح اطمینان را ۹۵ درصد می‌گیریم تا به تعادلی بین سطح اطمینان و دقت نمونه‌گیری برسیم.

حال برای برآورد پارامتر تنها به مقدار انحراف استاندارد توزیع نمونه گیری نیاز داریم. پیشتر دیدیم که انحراف استاندارد توزیع نمونه گیری متأثر از حجم نمونه است. گذشته از این، انحراف استاندارد توزیع نمونه گیری از خطای استاندارد توزیع عناصر جمعیت نیز تأثیر می‌پذیرد؛ به عبارت دیگر، انحراف استاندارد توزیع نمونه‌گیری تابع دو عامل حجم نمونه و انحراف استاندارد جمعیت است. از این رو، برای تمایز انحراف استاندارد توزیع نمونه گیری از انحراف استاندارد جمعیت، انحراف استاندارد توزیع

نمونه‌گیری را «خطای استاندارد» (standard error) (با نماد SE) می‌نامند. خطای استاندارد تابع نسبت انحراف استاندارد جمعیت به جذر حجم نمونه است:

$$SE = \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$ (فرمول ٤)

از آنجا که طبعاً انحراف استاندارد جمعیت نامعلوم است، انحراف استاندارد نمونه (با نماد S) را به عنوان برآورد انحراف استاندارد جمعیت جایگزین آن در فرمول مذکور می‌کنیم (مولر و دیگران، ۱۳۷۸، ص۴۲۸):

$$SE = \frac{s}{\sqrt{n}}$$ (فرمول ۵)

و

$$s = \sqrt{\frac{1}{n-1}\Sigma(y_i-\bar{y})^2}$$ (فرمول ٦)

که در آن n حجم نمونه و s انحراف استاندارد نمونه و y_i مقادیر نمونه و $\bar{y}$ میانگین نمونه است. اگر حجم نمونه ما یک(۱ = n) باشد، تمام نمونه‌های ممکن ما همان عناصر جمعیت خواهد بود و ناچار توزیع نمونه گیری با توزیع جمعیت یکسان شده، خطای استاندارد معادل انحراف استاندارد جمعیت می‌شود. در عوض، اگر حجم نمونه به اندازه حجم جمعیت باشد، در آن صورت n به سمت بی‌نهایت میل کرده، در نتیجه خطای استاندارد صفر می شود؛ طبیعی است در جایی که حجم نمونه با حجم جمعیت یکسان است، میانگین این دو معادل هم و تفاوت آن دو صفر باشد.

بدین ترتیب، در پیمایش های اجتماعی با انتخاب یک نمونه احتمالی هم توزیع نمونه گیری آن را می شناسیم (که توزیعی نرمال است) و هم بر اساس اطلاعات حاصل از نمونه خود، خطای استاندارد توزیع نمونه گیری را که واحد سنجش خطای نمونه گیری است، برآورد می کنیم. سپس با سطح اطمینان ۹۵ درصد، با کم و زیاد کردن ۱/۹۶ خطای استاندارد برآورد شده از میانگین نمونه، میانگین جمعیت را برآورد می‌کنیم:

$$\hat{\mu} = \bar{y} \mp 1/96SE$$ (فرمول ۷)

برای مثال، فرض کنیم با روش نمونه‌گیری تصادفی ساده، نمونه‌ای به حجم ۱۶۰۰ نفر از بین ۶۰۰۰۰۰ کارکنان شرکت های بزرگ خودروسازی تهران در آبان ماه ۱۳۸۱ انتخاب کرده‌ایم و میانگین درآمد آن‌ها ۱۶۰ هزار تومان و انحراف استاندارد میانگین درآمد نمونه ٤۰ هزار تومان است. در این صورت، خطای استاندارد میانگین درآمد (با فرمول ۵):

$$SE = \frac{s}{\sqrt{n}} = \frac{٤٠}{\sqrt{١٦٠٠}} = ١$$

هزار تومان خواهد بود و با انتخاب سطح اطمینان ۹۵ صدم، برآورد میانگین درآمد جمعیت ما (با فرمول ۷):

$$\hat{\mu} = \bar{y} \mp ١/٩٦SE$$
$$= ١٦٠ \mp ١/٩٦(١)$$
$$= ١٥٨/٠٤ \text{ — } ١٦١/٩٦$$

هزار تومان خواهد شد. به عبارت دیگر، ما بر اساس اطلاعات حاصل از نمونهٔ احتمالی خود ۹۵ درصد اطمینان داریم که میانگین درآمد کارکنان شرکت‌های بزرگ خودروسازی تهران در آبان ماه ۱۳۸۱ بین ۱۵۸/۰٤ هزار تومان تا ۱٦۱/۹٦ هزار تومان است. از آنجا که در این مثال حجم نمونه بسیار بزرگ است، سطح اطمینان خود را می‌توانیم بالاتر هم (مثلاً سه خطای استاندارد) بگیریم، بی‌آنکه خطای نمونه‌گیری ما خیلی زیاد شود. در سطح اطمینان ۹۹/۷۳ درصد برآورد میانگین جمعیت ما چنین خواهد بود:

$$\hat{\mu} = \bar{y} \mp ٣SE$$
$$= ١٦٠ \mp ٣(١)$$

هزار تومان ۱٦۳-۱۵۷=

بیشتر متغیرهای اجتماعی در پیمایش‌های اجتماعی متغیرهای اسمی و ترتیبی‌اند که طبعاً چون سطح سنجش آن‌ها کمی (فاصله‌ای یا نسبتی) نیست، ناچار درصد یا نسبت‌های طبقات آن‌ها را احتساب و گزارش می‌کنیم. در این صورت، برآورد پارامتر بر مبنای توزیع احتمالات دوجمله‌ای صورت می‌گیرد. اگر نسبت طبقهٔ مورد نظر (p)

نزدیک به ۰/۵۰ باشد، توزیع نمونه‌گیری نسبت p در جایی که $n \geq ۳۰$ باشد توزیعی نرمال و خطای استاندارد آن بدین شرح است (مولر و دیگران، ۱۳۷۸، ص۴۳۸):

$$SE = \frac{\sqrt{PQ}}{\sqrt{n}}$$

(فرمول ۸)

که در آن Q=1-P است. باز از آنجا که خطای استاندارد نسبت در جمعیت مجهول است، انحراف استاندارد نمونه ($\sqrt{pq}$) را به عنوان برآورد انحراف استاندارد جمعیت به کار می‌بریم:

$$SE = \frac{\sqrt{pq}}{\sqrt{n-1}}$$

(فرمول ۹)

اگر متغیر ما دو- شقی (دووجهی، دوطبقه ای) نبود، طبقات آن را به دو طبقه تقسیم می‌کنیم و از فرمول فوق سود می‌جوییم. با افزایش انحراف p از ۰/۵۰ چولگی جمعیت بر توزیع نمونه‌گیری تأثیر می‌گذارد و آن را چوله می‌کند. در این صورت، با افزایش حجم نمونه می‌توان باعث نرمال شدن توزیع نمونه‌گیری شد؛ برای مثال، در جایی که p= ۰/٤۰ باشد، حداقل حجم نمونه لازم برای نرمال شدن توزیع نمونه گیری $n \geq ۵۰$ است، اگر p= ۰/۲۰ باشد، حداقل حجم نمونه لازم برای نرمال شدن توزیع نمونه‌گیری $n \geq ۲۰۰$ است (جدول ٤).

جدول ٤- کوچک‌ترین مقادیر حجم نمونه برای تقریب به توزیع نرمال

P نسبت	np (تعداد در کوچک‌ترین طبقه)	n (حجم نمونه)
۰/۵	۱۵	۳۰
۰/٤	۲۰	۵۰
۰/۳	۲٤	۸۰
۰/۲	٤۰	۲۰۰
۰/۱	٦۰	٦۰۰
۰/۰۵	۷۰	۱٤۰۰
*~۰	۸۰	

* در این حالت p بی نهایت کوچک است، به طوری که np دارای توزیع پواسون است (Cochran, 1977, p.58).

برای مثال، فرض کنیم در همان پیمایش کارکنان شرکت‌ها، ۰/٤۵ (یا ٤۵درصد) پاسخ‌گویان مخالف سیاست تعدیل اقتصادی اند. در این صورت، خطای استاندارد توزیع نمونه‌گیری این نسبت نمونه (با فرمول ۹):

$$SE = \frac{\sqrt{pq}}{\sqrt{n-۱}} = \frac{\sqrt{(۴۵)(۵۵)}}{\sqrt{۱۶۰۰-۱}} = ۱/۲$$

درصد خواهد بود و برآورد نسبت جمعیت در سطح اطمینان ۹۵ درصد:

$$\hat{P} = p \mp ۱/۹٦SE$$

$$= ٤۵ \mp ۱/۹٦(۱/۲)$$

$$= ٤۵ \mp ۲/٤$$

$$= ٤۲/٦ - ٤۷/٤$$

درصد خواهد شد. این بدان معناست که به احتمال ۹۵ درصد، نسبت مخالفان سیاست تعدیل اقتصادی در بین کل کارکنان شرکت های مذکور بین ٤۲/٦ الی ٤۷/٤

درصد است؛ به عبارت دیگر به احتمال ۹۵ صدم ۴۲/۶ الی ۴۷/۴ درصد کل کارکنان مخالف سیاست تعدیل اقتصادی‌اند.

«ضریب جمعیت متناهی»: میزان معرف بودن نمونه ای که کسر بزرگی از جمعیت است، بیشتر از نمونه‌ای است که کسر کوچکی از جمعیت است؛ زیرا در نمونه‌ای که ۱۰۰ درصد جمعیت است، خطای نمونه گیری وجود ندارد و خطای استاندارد صفر می شود. به همین ترتیب، خطای استاندارد نمونه ۴۰ درصدی بیش از نمونه ۲۰ درصدی است. از این رو، در جایی که نسبت نمونه (f=n/N) در جمعیت متناهی ۵ صدم یا بیش از ۵ صدم است، برای کاهش خطای استاندارد آن، ضریبی را که «ضریب جمعیت متناهی» (finite population multiplier) (یا «تصحیح جمعیت متناهی» (finite population correction)) خوانده می‌شود (مولر و دیگران، ۱۳۷۸، ص۴۴۱) :

$$fpm = \sqrt{1-\frac{n}{N}}$$ (فرمول ۱۱)

در طرف دوم فرمول‌های خطای استاندارد (فرمول ۵ و فرمول ۹) ضرب می کنیم، در نتیجه خطای استاندارد میانگین عبارت خواهد شد از:

$$SE = \frac{s}{\sqrt{n}}\sqrt{1-\frac{n}{N}}$$ (فرمول ۱۲)

$$SE = \frac{\sqrt{pq}}{\sqrt{n-1}}\sqrt{1-\frac{n}{N}}$$ (فرمول ۱۳)

این ضریب که مقدار آن همواره کمتر از ۱/۰ است موجب می شود که خطای استاندارد در جمعیت متناهی کمتر از جمعیت نامتناهی گردد؛ به ویژه در جایی که نسبت حجم نمونه به حجم جمعیت بزرگ است. با وجود این، معمولاً در پیمایش های اجتماعی حجم جمعیت آن قدر بزرگ است که حجم نمونه معمولاً نسبت کوچکی از آن می‌شود و در نتیجه، مقدار این ضریب بسیار ناچیز و قابل صرف‌نظر کردن است؛ برای مثال، در نمونه‌ای به حجم ۴۰۰ نفر چه جمعیت ما شهر کوچکی با ۲۰۰۰۰ نفر باشد، چه شهر بزرگی با ده میلیون نفر یا کشوری با صدها میلیون نفر، اعمال این ضریب تأثیری در کاهش خطای استاندارد ندارد.

شیوه‌های نمونه‌گیری احتمالی

تمام فرمول‌هایی که برای برآورد خطای استاندارد میانگین یا درصد به میان آمد، مبتنی بر نمونه‌گیری تصادفی ساده‌اند. نحوهٔ احتساب خطای استاندارد در شیوه‌های دیگر نمونه‌گیری احتمالی که اجمالاً به آن‌ها اشاره می‌کنیم، کمی پیچیده‌تر است:

نمونه‌گیری تصادفی ساده (simple random sampling) (SRS): روش انتخاب n عنصر از N عنصر جمعیت است، به گونه‌ای که هر ترکیب n عنصری متمایز شانس برابری برای انتخاب شدن در نمونه داشته باشد. به زبان ساده، وقتی عناصر نمونه به گونه ای انتخاب شوند که هر عنصر شانس برابری برای انتخاب شدن داشته باشد. بدین منظور، تک‌تک عناصر جمعیت از ۱ تا N شماره‌گذاری می‌شود و از بین آن‌ها n شماره به طور تصادفی انتخاب می‌شود. انتخاب تصادفی به صورت قرعه‌کشی یا با استفاده از جدول اعداد تصادفی (برای نحوهٔ استفاده از جدول اعداد تصادفی رک. سرایی، ۱۳۷۲، ص۸۳؛ یا بیکر، ۱۳۷۷، ص۱۷۶) یا برنامه‌های رایانه‌ای (از جمله اس.پی.اس.اس. (SPSS))، صورت می‌گیرد.

نمونه‌گیری سیستماتیک (systematic sampling): روش انتخاب n عنصر از N عنصر جمعیت در فواصل ثابت (k=N/n) بعد از شروع تصادفی از اولین فاصله است.

دو روش ذکرشده نمونه گیری احتمالی مستلزم فهرست کردن عناصر جمعیت است که به این فهرست عناصر (فهرست نام افراد) «چارچوب نمونه‌گیری» (sampling fram) اطلاق می‌شود. پیداست که در پیمایش‌های اجتماعی، به جز روستاهای کوچک، جمعیت های سازمانی (کارکنان یک مؤسسه، دانشجویان یک دانشگاه،...) فهرست افراد جمعیت‌های معمولی (ساکنان بالغ یک شهر، یک شهرستان، یک استان یا کشور) عملاً امکان پذیر نیست؛ زیرا هیچ فهرستی از نام ساکنان وجود ندارد و تهیه چنین فهرستی بسیار پرهزینه و در عمل برای محققان اجتماعی نامیسر است؛ در نتیجه، انتخاب نمونهٔ احتمالی با روش نمونه گیری تصادفی ساده یا سیستماتیک از افراد جمعیت های معمولی عملاً میسر نیست. با وجود این، در جایی که فهرست مناسبی از واحدهای اصلی نمونه‌گیری (واحد مورد مشاهده که در پیمایش‌های اجتماعی معمولاً افرادند) موجود نیست، می‌توان به گروه‌بندی‌های به نسبت پایدار و طبیعی جمعیت که تهیه فهرست

آن ها به راحتی صورت می گیرد، تمسک جست. مردم معمولاً از لحاظ جغرافیایی در خوشه هایی چون کشور، استان، شهرستان، بخش، محله، بلوک، محوطه و واحدهای مسکونی به سر می‌برند. از این خوشه‌ها می‌توان به طور متوالی (مرحله به مرحله) به منزلهٔ واحدهای نمونه گیری استفاده کرد تا به واحد نهایی که هدف پیمایش است، رسید. به این شیوه، نمونه‌گیری خوشه‌ای چندمرحله‌ای (multistage cluster sampling) اطلاق می‌شود.

در نمونه‌گیری خوشه‌ای چندمرحله‌ای انتخاب نمونهٔ احتمالی به گونه‌ای است که ابتدا از بین خوشه هایی که فهرست آن‌ها موجود است، چند خوشه به طور تصادفی انتخاب می‌شود. در مرحلهٔ بعد، از دومین خوشه‌ها (دومین واحد نمونه‌گیری) درون اولین خوشه‌های منتخب به طور تصادفی چندخوشه انتخاب می‌شود. این فرآیند تا رسیدن به آخرین واحد (واحد نهایی) نمونه گیری و انتخاب تصادفی از بین آن ها ادامه می یابد؛ برای مثال، در پیمایش از مردم یک شهر می‌توانیم ابتدا از بین بلوک‌های (مجموعه واحدهای مسکونی دیوار به دیوار) شهر که فهرست آن ها را مرکز آمار کشور دارد، چند بلوک را با روش نمونه گیری تصادفی ساده یا سیستماتیک انتخاب کنیم. در این صورت، بلوک‌ها اولین واحد نمونه‌گیری (اولین خوشه‌های) ما را تشکیل می‌دهند. در مرحلهٔ دوم، در هر کدام از بلوک‌های منتخب، چند واحد مسکونی را به طور تصادفی، یعنی با استفاده از روش نمونه گیری تصادفی یا سیستماتیک انتخاب می کنیم که در این صورت، واحدهای مسکونی، دومین واحد نمونه‌گیری (دومین خوشه‌ها) خواهد بود. سپس در مرحلهٔ سوم، در هر یک از واحدهای مسکونی منتخب، یک نفر از ساکنان آن را به طور تصادفی انتخاب می کنیم. افراد ساکن در واحدهای مسکونی واحد نهایی ما را تشکیل می دهند، چه در مرحله سوم با انتخاب از بین این افراد که با آن ها مصاحبه می‌کنیم، نمونه‌گیری پایان می‌یابد.

«نمونه‌گیری طبقه‌بندی» (stratified sampling): تقسیم جمعیت به چند پاره‌جمعیت (subpopulation) (جمعیت فرعی) یا طبقه و انتخاب مستقل نمونهٔ تصادفی از عناصر هر یک از پاره‌جمعیت است. در این نمونه گیری، پارامترهای خاص به طور مستقل برای هر طبقه برآورد می‌شود و سپس، برآوردهای جداگانه به شیوه‌ای مناسب ترکیب شده،

برآورد کل جمعیت به دست می آید. سه دلیل عمده برای کاربرد نمونه گیری طبقه بندی وجود دارد: افزایش دقت نمونه گیری (کاهش خطای استاندارد نمونـه)، برخورداری از حجم نمونه کافی برای تحلیل جداگانه هر طبقه یا زیرگروه و امکان کاربرد شیوه‌های نمونه‌گیری متفاوت برای هر طبقه. در پیمایش‌های اجتماعی، خاصه پیمایش‌های بزرگ و پیمایش‌های ملی معمولاً نمونه‌گیری خوشه‌ای و طبقه‌بندی به طرق متعددی با هم ترکیب می شود؛ مثلاً در پیمایش در سطح ملی، ابتدا جمعیت کشور بر حسب متغیرهای مهمی (مثلاً شهری یا روستایی، منطقهٔ جغرافیایی) طبقه‌بندی می‌شود. سپس در درون هر طبقه از نمونه‌گیری خوشه‌ای چندمرحله‌ای استفاده می‌شود تا به انتخاب واحد نهایی نمونه‌گیری برسند.

«منطق برآورد سایر پارامترها»: برآورد پارامترهای دیگر جمعیت (واریانس، ضرایب مختلف همبستگی و پیوستگی متغیرها، تفاوت میانگین‌ها و نسبت‌ها) نیز با همان منطق عمومی برآورد میانگین و نسبت جمعیت صورت می‌گیرد که مبتنی بر تعیین حدود خطای نمونه‌گیری و فاصله اطمینان است، هرچند هر کدام مستلزم فرمول‌های خاصی است.

کارایی نمونهٔ احتمالی در مقایسه با نمونهٔ غیراحتمالی

همان طور که دیدیم، با انجام نمونه گیری احتمالی و با اتکا بر نظریهٔ کلاسیک استنباط آماری (نظریهٔ نمونه‌گیری بزرگ) می‌توان به استنباط پارامتر جمعیت از روی آمارهٔ نمونه پرداخت که هدف اصلی نمونه‌گیری در پیمایش‌های اجتماعی است. در حالی که با نمونهٔ غیراحتمالی هرچند هم که دقیق باشد، نمی توان به برآورد دقت نمونه گیری (خطای استاندارد) نمونه گیری و به تبع آن برآورد پارامتر جمعیت پرداخت، چه توزیع نمونه‌گیری در این دست نمونه‌گیری‌ها نامعلوم است. بنابراین، استنباط آماری پارامتر جمعیت از روی نمونه ویژگی منحصر به فرد نمونه گیری احتمالی است. البته نمونه گیری غیراحتمالی هم در جای خود کاربرد دارد (در مطالعهٔ مقدماتی و اکتشافی، در مطالعهٔ افرادی که به هیچ طریق امکان تهیه چارچوب نمونه‌گیری از آن‌ها وجود ندارد، مانند معتادان، گروه‌های خلافکار،...)، چه تصویری ولو با نامعلوم بودن میزان

معرف بودن، از جمعیت ارائه می‌کند. با این همه، در موارد نادری مثل انتخابات می‌توان به تعیین مستقیم خطای نمونه گیری (میزان معرف بودن) چه در نمونهٔ احتمالی و چه در نمونهٔ غیراحتمالی پرداخت؛ کافی است تفاضل نتایج نمونه را از پارامتر معلوم جمعیت حساب کنیم که آن را خطای نمونه‌گیری تجربی و محقق می‌نامیم. اکنون نگاهی اجمالی به پاره‌ای از این موارد و به نوعی تاریخچهٔ کوتاهی از نمونه‌گیری‌ها در پیش‌بینی آرای انتخاباتی می‌افکنیم تا دقت تجربی نمونه‌گیری احتمالی و نمونه‌گیری غیراحتمالی را با هم مقایسه کنیم.

در ابتدای باب شدن پیمایش های مبتنی بر نمونه گیری در اوایل قرن گذشته در آمریکا که عمدتاً تحقیقات بازاریابی یا پیش‌بینی نتایج انتخابات رئیس جمهوری توسط روزنامه‌ها بود و با شیوهٔ نمونه‌گیری غیراحتمالی (انتخاب افراد در کنار خیابان‌های پررفت‌وآمد- نمونه گیری بادآورده یا سهل‌الوصول) صورت می گرفت بدون توجه به نوع نمونه‌گیری و با فرض اینکه حجم نمونه هرچه بزرگ‌تر باشد، دقت نمونه‌گیری بالاتر می‌رود، نمونه‌هایی با حجم بسیار بزرگ انتخاب می‌کردند. اما شکست معروف پیمایش مجله لیتری دایجست (Literary Digest) با نمونه‌ای بسیار بزرگ (با حجمی بیش از ۲ میلیون پرسش‌نامه پستی که با نمونه گیری غیراحتمالی انتخاب افراد از روی دفترچهٔ راهنمای تلفن صورت گرفته بود)، در پیش‌بینی نتایج انتخابات ریاست جمهوری ۱۹۳۶م. آمریکا در مقایسه با صحت پیش‌بینی نمونه‌ای کوچک (با حجم ۱۵۰۰ نفر) که مؤسسهٔ گالوپ با روش نمونه‌گیری سهمیه‌ای (quota sampling) انجام داده بود، بر فرض دقت حجم بزرگ نمونه بدون اتکا بر نوع نمونه‌گیری خط بطلان کشید.

جدول ٦- نتایج نمونه‌گیری سهمیه‌ای پیش از انتخابات ۱۹٤۸م. چند مؤسسهٔ بزرگ نظرسنجی

	درصد آرای کاندیدها				
	دیویی	ترومن	ترامونډ	والاس	کل
مؤسسه کراسلی	٤٩/٩	٤٤/٨	۱/۲	۳/۳	۹۹/٦
مؤسسه گالوپ	٤٩/٥	٤٤/٥	۲/۰	٤/۰	۱۰۰/۰
موسسه روپر	٥۲/۲	۳۷/۱	٥/۲	٤/۳	۹۸/۸
نتایج انتخابات	٤٥/۱	٤٩/٥	۲/٤	۲/٤	۹۹/٤

مأخذ: Mosteller, 1949 به نقل از Scheaffer & ..., 1996, p.47

جدول ۷- نتایج انتخابات ۱۹٤۸م. و نمونه‌گیری سهمیه‌ای و احتمالی در ایالت واشنگتن

	درصد آرای کاندیدها		
	دیویی	ترومن	والاس
نمونه‌گیری سهمیه‌ای	٥۲/۰	٤٥/۳	۲/٥
نمونه‌گیری احتمالی	٤٦/۰	٥۰/٦	۲/۹
نتایج انتخابات	٤۲/۷	٥۲/٦	۳/٥

مأخذ: به نقل از: Scheaffer, p.65

در انتخابات آن سال، روزولت با بیش از ٦۰ درصد آرا برنده شد، ولی نتایج پیمایش پیش از انتخابات لیتری دایجست نشان می‌داد که روزولت با کسب ٤۰ درصد آرا بازنده انتخابات خواهد بود! اما نتایج نمونه‌گیری سهمیه‌ای (دقیق‌ترین نوع نمونه‌گیری غیراحتمالی که گاه با نمونه‌گیری طبقه‌بندی اشتباه گرفته می‌شود) گالوپ که با سهمیه‌بندی نمونه بر حسب سن، جنس و وضع اشتغال صورت گرفته بود پیش‌بینی کرده بود که روزولت با ٥٥/۷ درصد آرا، برنده انتخابات خواهد شد. صحت پیش‌بینی نتایج نمونه‌گیری سهمیه‌ای ولو با خطای نمونه‌گیری بالا آن هم با نمونه‌ای با حجم نسبتاً کم (در مقایسه با نمونه چندمیلیونی لیتری دایجست) موجب متداول شدن نمونه‌گیری سهمیه‌ای در پیمایش‌های اجتماعی شد. تا اینکه در پیش‌بینی نتایج انتخابات سال ۱۹٤۸م. که رقابت کاندیداها سخت به هم نزدیک بود تمام مؤسسات بزرگ

نظرسنجی که با نمونه گیری سهمیه ای نظرسنجی می کردند، ناکام ماندند (جدول ٦). اتفاقاً در همان زمان یکی از مؤسسات نظرسنجی[۲] برای پیش‌بینی نتایج انتخابات در ایالات واشنگتن به طور همزمان از دو نوع نمونه گیری استفاده کرده بود: نمونه گیری سهمیه‌ای و نمونه گیری احتمالی (جدول۷). در حالی که نتایج نمونه‌گیری سهمیه‌ای آن مانند نمونه گیری سایر مؤسسات نظرسنجی در سطح ملی از پیش‌بینی برنده انتخابات درمانده بود، نتایج نمونه گیری احتمالی آن با دقت بالایی پیروزی ترومن را پیش بینی کرده بود.

گو اینکه نظریهٔ نمونه‌گیری احتمالی را ریاضیدان‌ها مدت‌ها پیش پرورده بودند، اما محققان اجتماعی به دلیل اینکه تصور می کردند هزینهٔ اجرای آن بالاست، یا به دلیل این که تنها شیوهٔ نمونه‌گیری احتمالی را نمونه‌گیری تصادفی ساده تلقی می‌کردند که عملاً در پیمایش های اجتماعی به تنهایی به کار نمی‌آید، به نمونه گیری احتمالی روی نمی‌آوردند. اما دقت بالای نتایج نمونه‌گیری احتمالی در مقایسه با نمونه‌گیری سهمیه‌ای در انتخابات ۱۹٤۸م. ایالت واشنگتن نقطهٔ عطف باب شدن نمونه گیری احتمالی در پیمایش های اجتماعی و خاصه نظرسنجی های پیش از انتخابات شد. مقایسهٔ دقت تجربی نمونه‌گیری غیراحتمالی سهمیه‌ای با نمونه‌گیری احتمالی (خوشه‌ای چندمرحله‌ای طبقه‌بندی) گالوپ طی سال‌های ۱۹۳٦ تا ۱۹۸٤م. (جدول ۸) حاکی از برتری دقت تجربی نمونه گیری احتمالی بر نمونه‌گیری غیراحتمالی است: متوسط قدر مطلق خطای نمونه‌گیری سهمیه‌ای گالوپ در چهار دورهٔ انتخابات ۱۹۳٦ تا ۱۹٤۸م. ٤درصد است در حالی که متوسط قدر مطلق خطای نمونه گیری احتمالی آن طی سال‌های ۱۹۵۲ تا ۱۹۸٤م. در حدود ۱/۸ درصد است. تازه این برتری دقت نمونه‌گیری احتمالی با کاهش حجم نمونه نیز همراه است (Scheaffer &..., p.49)؛ برای مثال، حجم نمونهٔ سهمیه ای گالوپ در سال ۱۹٤۸م. در حدود ۳۲۵۰نفر بود در حالی که امروزه در نمونه‌گیری احتمالی سطح ملی حجم نمونه معمولاً حدود ۱۵۰۰نفر است.

جدول ۸- درصد آرای انتخاباتی و نمونهٔ پیش از انتخابات گالوپ

سال (میلادی)	کاندیدای برنده	نتایج انتخابات	نتایج نمونه	خطای نمونه‌گیری	نوع نمونه‌گیری
۱۹۳۶	روزولت	٦۲/۵	۵۵/۷	−٦/۸	غیراحتمالی
۱۹٤۰	روزولت	۵۵/۰	۵۲/۰	−۳/۰	غیراحتمالی
۱۹٤٤	روزولت	۵۲/۳	۵۱/۵	−۰/۸	غیراحتمالی
۱۹٤۸	ترومن	٤۹/۹	٤٤/۵	−۵/٤	غیراحتمالی
۱۹۵۲	آیزنهاور	۵۵/٤	۵۱/۰	−٤/٤	احتمالی
۱۹۵٦	آیزنهاور	۵۷/۸	۵۹/۵	۱/۷	احتمالی
۱۹٦۰	کندی	۵۰/۱	۵۱/۰	۰/۹	احتمالی
۱۹٦٤	جانسون	٦۱/۳	٦٤/۰	۲/۷	احتمالی
۱۹٦۸	نیکسون	٤۳/۵	٤۳/۰	−۰/۵	احتمالی
۱۹۷۲	نیکسون	٦۱/۸	٦۲/۰	۰/۲	احتمالی
۱۹۷٦	کارتر	۵۰/۰	٤۸/۰	۲/۰	احتمالی
۱۹۸۰	ریگان	۵۰/۸	٤۷/۰	−۳/۸	احتمالی
۱۹۸٤	ریگان	۵۹/۲	۵۹/۰	−۰/۲	احتمالی

اقتباس از Gallup, 1985 به نقل از Scheaffer &..., 1996, p.49

جمع‌بندی

در این مقاله در پاسخ به پرسش چرایی تن در دادن به انتخاب تصادفی در نمونه‌گیری در پیمایش‌های اجتماعی و میزان اطمینان‌مان به معرف جمعیت بودن چنین نمونه‌ای، تلاش کردیم منطق استنباط آماری کلاسیک را با زبان کاربردی و مثال‌های ساده‌ای تشریح کنیم و نشان دهیم هنگامی که با شیوه‌های مختلف نمونه‌گیری احتمالی (نمونه‌گیری تصادفی ساده، نمونه‌گیری سیستماتیک، نمونه‌گیری خوشه‌ای چندمرحله‌ای، نمونه‌گیری طبقه‌بندی و نمونه‌گیری خوشه‌ای چندمرحله‌ای طبقه‌بندی) که اصل اساسی آن‌ها دادن شانس معین و معمولاً برابر به افراد در انتخاب شدن در نمونه است، نمونه‌ای بزرگ انتخاب می‌کنیم، با اطمینان خاطر از اینکه توزیع

نمونه گیری ما توزیعی نرمال است، می توانیم به برآورد خطای استاندارد توزیع نمونه گیری‌مان بر اساس اطلاعات به دست‌آمده از نمونه بپردازیم و با تعیین حدود خطای نمونه گیری خود (فاصله اطمینان) به برآورد پارامتر (ویژگی های) جمعیت نائل آییم که همانا هدف نمونه گیری در پیمایش های اجتماعی است. حدود خطای نمونه‌گیری ما همان دقت نمونه‌گیری ماست؛ هرچه حدود خطای نمونه‌گیری کمتر باشد، دقت نمونه گیری بالاتر و معرف جمعیت بودن نمونه بیشتر خواهد بود. در حالی که در نمونه گیری های غیراحتمالی، چون توزیع نمونه گیری نامعلوم است، امکان برآورد پارامتر جمعیت و تعیین دقت نمونه‌گیری و ناچار استنباط آماری وجود ندارد.

یادداشت‌ها

۱. کتاب مقدمه‌ای بر نمونه‌گیری در تحقیق دکتر سرایی (۱۳۷۲) از نادر کتاب‌های خوبی است که به تشریح مبسوط‌تر منطق نمونه‌گیری احتمالی پرداخته است.

2. Washington State Public Opinion Laboratory

کتابنامه

- بیکر، ترازل (۱۳۷۷). **نحوه انجام تحقیقات اجتماعی**. ترجمه هوشنگ نایبی. تهران: انتشارات روش.
- سرایی، حسن (۱۳۷۲). **مقدمه‌ای بر نمونه‌گیری در تحقیق**. تهران: سمت.
- عمیدی، علی (۱۳۷۸)، **نظریه نمونه‌گیری و کاربردهای آن**. تهران: مرکز نشر دانشگاهی.
- فروند، جان و والپول، راند (۱۳۷۳) . **آمار ریاضی**. ترجمه علی عمیدی و محمد قاسم وحیدی‌اصل. تهران: مرکز نشر دانشگاهی. چاپ سوم.
- مولر، کاستنر و شوسلر (۱۳۷۸). **استدلال آماری در جامعه شناسی**. ترجمه هوشنگ نایبی. تهران: نشر نی.

- Cochran, William, G.,(1977). Sampling Techiniques, 3th ed., John Wiley & Sons, New York.

- Frankel, Martin (1983). "Sampling Theory" in Hand book of Survey Research, edited by Peter Rossi, Jame D. Wrigth, Andy B. Anderson, Academic Press, California.
- Gallup, G. Jr. (1985). The Gallup Poll: Public Opinion (1984), Scholarly Resources Inc., Wilmington, De.
- Kish, Leslie (1965). Survey Sampling, John Wiley & Sons, New York. Reptinted by Wiley Classic Library Edition Published.
- Mendenhall, William, Dennis D. Wackerly, Richard L. Scheaffer (1990). Mathematical Statistics with Applications, Fourth ed., PWS-KENT.
- Mosteller, F. (1949). The Pre-Election Polls of 1948. Social Sciences Research council, New York.
- Scheaffer, Rechard. l., William Mendenhall 111, and Lyman Ott, (1996). Elementary Survey Sampling, Duxbury Press, California.