جزوه ی روش های نمونه گیری یک

۱۲ اردیبهشت ۱۴۰۳

منبع:

نظریه نمونه گیری و کاربردهای آن،تألیف:عای عمیدی

استاد درس:

استاد فيروزه حقيقى

نویسنده:

محمدرضا شهرياركشه

مباحث میان ترم اول:

هدف نمونه گیری

 θ : پارامتر o مقدار مشخصی دارد ولی نامعلوم است. برای مثال:

$$ar{y_n} \overset{estimator}{\longleftarrow}$$
میانگین μ

$$\bar{p} \overset{estimator}{\leftarrow}$$
نسبت P

انتخاب نمونه با حجم زیاد اگر چه <u>دقت بیشتر</u> همراه است، ولی باعث <u>هزینه بیشتر</u> نیز می شود.برای مثال به تکثیر پرسشنامه یا هزینه طبقه بندی و ثبت اطالاعات نمونه می توان اشاره کرد.

چند تعریف

حامعه:

مجموعه ای از اشیاء الفراد که قرار است استنباط خاصی در مورد آنها صورت بگیرد.

استنباط:

بررسی شواهد موجود و رسیدن به یک حقیقت

نمونه

بخشی از جامعه که به روش معیین تعیین شده است.

صفت متغيير

ویژگی از شی افرد به شی افرد دیگر تغییر کند. انواع متغییرها:

۱. کمی:

(أ) گسسته:تعداد فرزندان یک خانواده

(ب) پیوسته:وزن افراد

۲. كيفى:

(آ) اسمی:گروه خونی

(ب) رتبه ای:مدارک دانشگاهی

^۱برآوردگر

داده

مقادیر مشخص شده ی متغییر، داده است. تقسیم بندی داد ها بر اساس نقش پژوهشگر در تولید آن:

- ۱. داده های مشاهده ای ۲ مبتنی بر مشاهده، پژوهشگر صرفاً داد ها را مشاهده و ثبت می کند.
 - ۲. داده های آزمایشی ^۳ پژوهشگر داده ها را تولید می کند. مثل:پرتاب تاس

آمار گیری:

فعالیتی است که در آن اطلاعات مورد نیاز برای یک ویژگی بر اساس بخشی یا تمام جامعه و به روشی معین انجام می شود.

انواع آمارگیری:

- ۱. سرشماری: براساس کل جامعه انجام می شود.
- ۲. نمونه گیری: براساس بخشی لز جامعه انجام می شود.

مزایای نمونه گیری

- ١. سرعت بالاتر
- ٢. هزينهٔ كمتر
- ۳. کیفیت بالاتر در جمع داده ها
- ۴. محاسبات کمتر و در نتیجه دقت بیشتر
- ۵. حفظ اعضای جامعه برای مثال در نمونه گیری از خط تولید

خطاهای آمار گیری:

۱. خطای نمونه گیری:

ناظر بر این است که برآورد پارامتر بر اساس بخشی از داده(نمونه) انجام می شود.

۲. خطای غیر نمونه گیری:

هر خطایی به غیر از خطای نمونه گیری. برای مثال: اشتباه در پرکردن پرسشنامه

انواع نمونه گیری:

- ۱. نمونه گیری احتمالاتی: هر فرد جامعه احتمال مشخص و غیر صفر برای ورود به نمونه دارد.
- ۲. نمونه گیری غیر احتمالاتی: هر فرد جامعه احتمال مشخص و غیر صفر برای ورود به نمونه دارد.

Survey Study^r

Experiment Study^r

جامعه هدف:

- Who .۱
- When .Y
- Where .

مثال: دانشجویان نمونه گیری ۱ ترم دوم ۱۴۰۲ دانشگاه تهران چارچوب: لیست تمام واحدهای جامعه ویژگی های یک برآورد خوب:

۱. نااریبی:

$$E(\hat{\theta}) = \theta$$

٢. مقدار واريانس با افزايش حجم نمونه كاهش بيابد.

٣.

$$CV^{\dagger} = \frac{Var(\hat{\theta})}{E(\hat{\theta})}$$

نمونه گیری تصادفی ساده (بدون جایگزاری و با جایگزاری)

۵

$$\begin{pmatrix} y_1 \\ \vdots \\ \vdots \\ \vdots \\ y_N \end{pmatrix} \xrightarrow{SRS} \begin{pmatrix} y_1 \\ \vdots \\ y_n \end{pmatrix}$$

- $N: {\cal N}$ (آ) ججم جامعه متناهی است.
 - (ب) n حجم نمونه

این روش برای مواقعی است که می خواهیم از جامعه ای به حجم N نمونه ای به حجم n بگیریم به گونه ای که تمام نمونه های ممکن شانس یکسان در انتخاب شدن داشته باشند.

أض ب تغييرات

SRS: Simple Random Sample^a

بدون جایگزاری:

مثال: تمام نمونه های سه بعدب از جامعه زیر به همرا احتمال انتخاب شدن آن بنویسید.

$$\begin{pmatrix} 1 \\ 2 \\ 3 \\ 4 \end{pmatrix}$$

نعداد نمونه های ممکن برابر است با:

$$\binom{4}{3} = 4$$

نمونه های ممکن در یک نمونه تصادفی ساده بدون جایگزاری:

$$(1,2,3) \to p = \frac{1}{4} \times \frac{1}{3} \times \frac{1}{3} \times \frac{1}{2} \times 6 = \frac{1}{4}$$
$$(1,3,4) \to p = \frac{1}{4}$$
$$(2,3,4) \to p = \frac{1}{4}$$
$$(1,2,4) \to p = \frac{1}{4}$$

تعداد نمونه های n تایی به روش SRS از جامعه ی N عضوی به شرط حضور فرد خاص در جامعه:

$$\binom{N-1}{n-1}$$

برآورد میانگین جامعه:

$$\begin{pmatrix} y_1 \\ \vdots \\ \vdots \\ \vdots \\ y_N \end{pmatrix} \xrightarrow{n} \begin{pmatrix} y_1 \\ \vdots \\ y_n \end{pmatrix}$$

١١ : حجم نمونه

میانگین حامعه :
$$ar{y_N}$$
 $ar{y_N} = rac{1}{N} \sum_{i=1}^N y_i$

واریانس جامعه
$$S^2$$
 واریانس جامعه $S^2=rac{1}{N-1}\sum_{i=1}^N(y_i-ar{y_N})^2$

واریانس جامعه
$$\sigma^2=rac{1}{N}\sum_{i=1}^N(y_i-\bar{y_N})^2\Rightarrow N\sigma^2=(N-1)S^2$$

میانگین نمونه ای :
$$ar{y_{n}}$$
 $ar{y_{n}}=rac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}y_{i}$

$$s^2 = rac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (y_i - ar{y_n})^2$$
 : واريانس نمونه ای

است. کتید که $ar{y_n}$ یک برآوردگر مناسب برای $ar{y_n}$ است.

$$E(\bar{y_n}) = \bar{y_N}$$

متغییر تصادفی Z_i را به شکل زیر تعریف می کنیم.

$$Z_{i} = \begin{cases} 1 & y_{i} \text{ appear in sample} \\ 0 & Other \text{ where} \end{cases}$$

$$Z_{i} \sim B(1, \frac{1}{N})$$

$$E(Z_{i}) = \frac{n}{N}$$

$$Var(Z_{i}) = \frac{n}{N}(1 - \frac{n}{N})$$

$$Cov(Z_{i}, Z_{j}) = \frac{n}{N} \frac{n-1}{N-1} - \frac{n^{2}}{N^{2}}$$

می توان گفت که:

$$\bar{y_n} = \frac{Z_1 y_1 + Z_2 y_2 + \dots + Z_N y_N}{n}$$

برای اثبات:

$$E(\bar{y_n}) = E[\frac{\sum_{i=1}^{N} Z_i y_i}{n}] = \frac{1}{n} E[\sum_{i=1}^{N} Z_i y_i] = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{N} y_i E(Z_i)$$

$$\begin{array}{c|cccc} Z & 1 & 0 \\ \hline P(Z=z) & P(Z=1) & P(Z=0) \end{array}$$

نتیجه می دهد که:

$$E(Z_i) = P(Z=1) = \frac{\binom{N-1}{n-1}}{\binom{N}{n}} = \frac{n}{N}$$

ئر نهایت:

$$E(\bar{y_n}) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{N} y_i P(Z_i = 1) = \frac{1}{\varkappa} \cdot \frac{\varkappa}{N} \sum_{i=1}^{N} y_i = \frac{\sum_{i=1}^{N} y_i}{N} = \bar{y_N}$$

$$Var(\bar{y_n}) = (1 - \frac{n}{N})\frac{S^2}{n}$$

اثبات:

میدانیم که:

$$S^{2} = \frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^{N} (y_{i} - \bar{y_{N}})^{2} = \frac{1}{N-1} \{ \sum_{i=1}^{N} y_{i}^{2} + \sum_{i=1}^{N} \bar{y_{N}}^{2} - 2 \sum_{i=1}^{N} y_{i} \bar{y_{N}} \} =$$

$$= \frac{1}{N-1} \{ \sum_{i=1}^{N} y_{i}^{2} + N \bar{y_{N}}^{2} - 2 \bar{y_{N}} \sum_{i=1}^{N} y_{i} \} = \frac{1}{N-1} \{ \sum_{i=1}^{N} y_{i}^{2} - N \bar{y_{N}}^{2} \}$$

همچنین:

$$(\sum X_i)^2 = \sum X_i^2 + \sum_{i \neq j} X_i X_j$$

محتمال انتخاب نمونه با وجود یک عضو خاص در آن

$$\begin{split} Var(\bar{y_n}) &= Var[\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{N}Z_iy_i] = \frac{1}{n^2}\{\sum_{i=1}^{N}Var(Z_iy_i) + \sum_{i\neq j}\sum Cov(Z_iy_i,Z_jy_j)\} = \\ &= \frac{1}{n^2}\{\sum_{i=1}^{N}y_i(E(Z_i^2) - (E(Z_i))^2) + \sum_{i\neq j}\sum y_iy_jCov(Z_i,Z_j)\} = \\ &= \frac{1}{n^2}\{\sum_{i=1}^{N}y_i(P(Z_i=1) - (P(Z_i=1))^2) + \sum_{i\neq j}y_iy_jCov(Z_i,Z_j)\} = \\ &= \frac{1}{n^2}\{\sum_{i=1}^{N}\frac{n}{N}(1-\frac{n}{N}) + \sum_{i\neq j}y_iy_j\frac{n}{N}(\frac{n-1}{N-1}-\frac{n}{N})\} = \\ &= \frac{1}{n^2}\cdot\frac{n}{N}\cdot\frac{N-n}{N}\{\sum_{i=1}^{N}y_i^2 - \frac{1}{N-1}(\sum_{i=1}^{N}y_i)^2 + \frac{1}{N-1}\sum_{i=1}^{N}y_i^2\} = \\ &= \frac{1}{n^2}\cdot\frac{n}{N}\cdot\frac{N-n}{N}\frac{1}{N-1}\{(N-1)\sum_{i=1}^{N}y_i^2 - (\sum_{i=1}^{N}y_i)^2 + \sum_{i=1}^{N}y_i^2\} = \\ &= \frac{1}{n^2}\cdot\frac{n}{N}\cdot\frac{N-n}{N}\frac{1}{N-1}\{N\sum_{i=1}^{N}y_i^2 - (\sum_{i=1}^{N}y_i)^2\} = \\ &= \frac{1}{n^2}\cdot\frac{n}{N}\cdot\frac{N-n}{N}\frac{1}{N-1}\{N\sum_{i=1}^{N}y_i^2 - N^2y_N^2\} = \\ &= \frac{1}{n^2}\cdot\frac{n}{N}\cdot\frac{N-n}{N}.N\{\frac{1}{N-1}(\sum_{i=1}^{N}y_i^2 - Ny_N^2)\} = \frac{1}{n^2}\cdot\frac{n}{N}\cdot\frac{N-n}{N}.NS^2 = \\ &= \frac{1}{n^2}\cdot\frac{n}{N}\cdot\frac{N-n}{N}.N\{\frac{1}{N-1}(\sum_{i=1}^{N}y_i^2 - Ny_N^2)\} = \frac{1}{n^2}\cdot\frac{n}{N}.NS^2 = \\ &= \frac{1}{n^2}\cdot\frac{n}{N}\cdot\frac{n}{N}.NS^2 = \\ &= \frac{1}{n^2}\cdot\frac{n}{N}\cdot\frac{n}{N}.NS^2 = \\ &= \frac{1}{n^2}\cdot\frac{n}{N}\cdot\frac{n}{N}.NS^2 = \\ &= \frac{1}{n^2}\cdot\frac{n}{N}\cdot\frac{n}{N}.NS^2 = \\ &= \frac{1}{n^2}\cdot\frac{n}{N}.NS^2 = \\ &= \frac{1}{n^2$$

 $(1-\frac{n}{N})rac{s^2}{n}$ از طرفی S یک آماره ی مربوط به جامعه است و مقدار آن نامعلوم است. کافی است ثابت کنیم که $\frac{s^2}{n}$ یک برآورد گر خوب برای $\frac{S^2}{n}$ است.یعنی:

$$E[(1-\frac{n}{N})\frac{s^2}{n}] = (1-\frac{n}{N})\frac{S^2}{n} = \Rightarrow \frac{1}{n}(1-\frac{n}{N})E(s^2) = \frac{1}{n}(1-\frac{n}{N})S^2 \Rightarrow E(s^2) = S^2$$

می دانیم که:

$$s^{2} = \frac{\sum_{i=1}^{n} (y_{i} - \bar{y}_{n})^{2}}{n-1} = \frac{\sum_{i=1}^{n} y_{i}^{2} - n\bar{y}_{n}^{2}}{n-1}$$

اثبات:

$$E(s^{2}) = E\left[\frac{\sum_{i=1}^{n} y_{i}^{2} - ny_{n}^{2}}{n - 1}\right] = \frac{1}{n - 1} \left\{E\left[\sum_{i=1}^{n} y_{i}^{2} - ny_{n}^{2}\right]\right\} = \frac{1}{n - 1} \left\{\frac{n}{N} \sum_{i=1}^{N} y_{i}^{2} - nE(y_{n}^{2})\right\}$$

$$= \frac{1}{n - 1} \left\{\frac{n}{N} \sum_{i=1}^{N} y_{i}^{2} - \frac{N - n}{N} S^{2} - ny_{N}^{2}\right\} = \frac{1}{n - 1} \frac{n}{N} \left\{\sum_{i=1}^{N} y_{i}^{2} - Ny_{N}^{2} - \frac{N - n}{n} S^{2}\right\} =$$

$$= \frac{1}{n - 1} \frac{n}{N} \left\{(N - 1)S^{2} - \frac{N}{n}S^{2} - S^{2}\right\} = \frac{1}{n - 1} \frac{n}{N} \left\{NS^{2} - \frac{N}{n}S^{2}\right\} =$$

$$= \frac{N}{n - 1} \frac{n}{N} \left\{S^{2} - \frac{1}{n}S^{2}\right\} = \frac{N}{N} \frac{N}{N} \frac{N}{N} \frac{N}{N} S^{2} = S^{2}$$

در نتیجه:

$$\hat{Var}(\bar{y_n}) = (1 - \frac{n}{N})s^2$$

برآورد مجموع جامعه

مجموع جامعه T_N

مجموع نمونه T_n

می خواهیم بررسی کنیم که برآوردگر nT_n یک برآوردگر نااریب هست یا نه

$$E(T_n) = nE(\bar{y_n}) = n\bar{y_N} = \frac{n}{N}T_N$$

که مشاهده کردیم نااریب نیست . با استفاده از خاصیت خطی امیدد در می یابیم که برآوردگر $\frac{N}{n}T_n$ یک برآوردگر نااریب است. زیرا:

$$E(\frac{N}{n}T_n) = NE(\bar{y}_n) = N\bar{y}_N = T_N$$

$$Var(\frac{N}{n}T_n) = N^2Var(\bar{y}_n) = N^2(1 - \frac{n}{N})\frac{S^2}{n}$$

$$\hat{Var}(\frac{N}{n}T_n) = N^2Var(\bar{y}_n) = N^2(1 - \frac{n}{N})\frac{s^2}{n}$$

مثال

دندانپزشک های A و B دندان های ۲۰۰ کودک یک دهکده را بررسی می کنند. دندانپزشک A یک نمونه ی تصادفی مستقل با اندازه ی ۲۰ و تعداد دندان هلی خرااب را مشخص می کند.

تعداد دندان های خراب	•	١	۲	٣	۴	۵	۶	٧	٨	٩	١٠
تعداد بچه ها	٨	۴	٢	٢	١	۴	٠	•	•	١	١

دندانپزشک B با همان تکنیک معاینه ۲۰۰ کودک را معاینه می کند وآنهایی را متمایز می کند که هیچ دندان خرابی ندارند. B کودک هیچ دندان خرابی ندارند. تعداد دندان های خراب کودکان این دهکده را با استفاده از روش های زیر برآورد کنید.

A الف: با استفاده از نتیجه ی معاینات دندانیزشک

$$T_n = N\bar{y_n} = 200 \times (\frac{0 \times 8 + 1 \times 4 + \dots 10 \times 1}{20}) = 200 \times 2.1 = 420$$

B و A با استفاده از نتایج دندانپزشک

$$T_n = 140 \times (\frac{0 \times 8 + 1 \times 4 + \dots 10 \times 1}{12}) = 140 \times 3.5 = 490$$

ج: كدام روش دقيق تر است؟

قسمت ب دقیق تر است زیرا داده های بیشتری در مورد جامعه ی خود داریم و براورد ما در این حالت دقیق تر از حالت الف است.

قضيه ها:

یک زیر نمونه SRS به حجم n_1 از یک نمونه به حجم n_2 از یک جامعه یه حجم SRS او یک نمونه SRS است.

به حجم N با یک نمونه ی دیگر SRS به حجم N از یک جامعه به حجم N با یک نمونه ی دیگر SRS به حجم N تایی، 'خود یک نمونه SRS است.

با جایگزاری

ثابت کنید که

$$E(\bar{y_n}) = y_n$$

تعریف می کنیم: تعریف می کنیم: i ام در نمونه تعداد دفعات ظاهر شدن عضو

می توان گفت:

$$Z_i \sim B(n, \frac{1}{N})$$

$$E(Z_i) = \frac{n}{N}$$

$$Var(Z_i) = \frac{n}{N}(1 - \frac{1}{N})$$

$$Cov(Z_i, Z_j) = -\frac{n}{N^2}$$

در نتیجه:

$$E(\bar{y_n}) = \frac{1}{n}E(\sum_{i=1}^n y_i) = \frac{1}{n}E(\sum_{i=1}^n y_i) = \frac{1}{n}E[\sum_{i=1}^N Z_i y_i] = \frac{1}{\varkappa}\sum_{i=1}^N y_i = \frac{\sum_{i=1}^N y_i}{N} = \bar{y_N}$$

حكم ثابت شد.

اثبات كنيد كه:

$$Var(\bar{y_n}) = \frac{\sigma^2}{n} = (1 - \frac{1}{N})\frac{S^2}{n}$$

اثبات:

$$\begin{split} Var(\bar{y_n}) &= \frac{1}{n^2} Var(\sum_{i=1}^n y_i) = \frac{1}{n^2} Var(\sum_{i=1}^N Z_i y_i) = \\ &= \frac{1}{n^2} \{\sum_{i=1}^N y_i^2 Var(Z_i) + \sum_{i \neq j} \sum_{y_i y_j} Cov(Z_i, Z_j)\} = \frac{1}{n^2} \{\frac{n(N-1)}{N^2} \sum_{i=1}^N y_i^2 + \sum_{i \neq j} \sum_{y_i y_j} Cov(Z_i, Z_j)\} = \\ &= \frac{1}{n^2} \{\frac{n(N-1)}{N^2} \sum_{i=1}^N y_i^2 - \frac{n}{N^2} \sum_{i \neq j} \sum_{y_i y_j}\} = \frac{1}{n^2} \cdot \frac{n}{N^2} \{(N-1) \sum_{i=1}^N y_i^2 - \sum_{i \neq j} y_i y_j\} = \\ &= \frac{1}{n^2} \cdot \frac{n}{N^2} \cdot (N-1) \{\sum_{i=1}^N y_i^2 - \frac{1}{N-1} \sum_{i \neq j} \sum_{y_i y_j}\} = \\ &= \frac{1}{n^2} \cdot \frac{n}{N^2} \cdot (N-1) \{\sum_{i=1}^N y_i^2 - \frac{1}{N-1} (\sum_{i=1}^N y_i)^2 + \frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^N y_i^2\} = \\ &= \frac{1}{n^2} \cdot \frac{n}{N^2} \{(N-1) \sum_{i=1}^N y_i^2 - (\sum_{i=1}^N y_i)^2 + \sum_{i=1}^N y_i^2\} = \frac{1}{n^2} \cdot \frac{n}{N^2} \{N \sum_{i=1}^N y_i^2 - (\sum_{i=1}^N y_i)^2\} = \\ &= \frac{1}{n^2} \cdot \frac{n}{N^2} \cdot N \{\sum_{i=1}^N y_i^2 - \frac{1}{N} (\sum_{i=1}^N y_i)^2\} = \frac{1}{n^2} \cdot \frac{n}{N^2} \cdot N \{\sum_{i=1}^N y_i^2 - N y_N^2\} = \\ &= \frac{1}{n^2} \cdot \frac{n}{N^2} \cdot N \cdot N \sigma^2 = \frac{\sigma^2}{n} \end{split}$$

حکم ثابت شد.

ثابت کنید که برآوردگر زیر نااریب است:

$$E(\frac{s^2}{n}) = \frac{\sigma^2}{n}$$

اثبات:

$$\begin{split} E(s^2) &= \frac{1}{n-1} E(\sum_{i=1}^n y_i^2 - n \bar{y_n}^2) = \frac{1}{n} \{ E(\sum_{i=1}^n y_i^2) - n E(\bar{y_n}^2) \} = \\ &= \frac{1}{n-1} \{ E(\sum_{i=1}^n y_i^2) - n(Var(\bar{y_n}) + [E(\bar{y_n})]^2) \} = \frac{1}{n-1} \{ E(\sum_{i=1}^n y_i^2) - n(\frac{\sigma^2}{n}) - n \bar{y_N}^2 \} = \\ &= \frac{1}{n-1} \{ \frac{n}{N} E(\sum_{i=1}^N y_i^2) - \sigma^2 - n \bar{y_N}^2 \} = \frac{1}{n-1} \{ \frac{n}{N} (\sum_{i=1}^N y_i^2) - \sigma^2 - n \bar{y_N}^2 \} = \\ &= \frac{1}{n-1} \cdot \frac{n}{N} \{ \sum_{i=1}^N y_i^2 - N \bar{y_N}^2 - \frac{N}{n} \sigma^2 \} = \frac{1}{n-1} \cdot \frac{n}{N} \{ N \sigma^2 - \frac{N}{n} \sigma^2 \} = \\ &= \frac{1}{n-1} \cdot \frac{\mathcal{M}}{\mathcal{M}} \underbrace{\mathcal{M}(n-1)}_{\mathcal{M}} \sigma^2 = \sigma^2 \end{split}$$

نسبت در یک جامعه

$$\begin{pmatrix} 1 \\ 0 \\ 0 \\ \vdots \\ 1 \end{pmatrix} \xrightarrow{SRS:Without replacing} \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{pmatrix}$$

$$P = \frac{A}{N} \longrightarrow p = \frac{a}{n}$$

کافی است ثابت کنیم که p یک برآوردگر مناسب برای P است. می توان گفت می توان گفت جامعه ی ما مقادیر \cdot و ۱ دارد شامل اعضای دارای وزگی مورد نظر و اعضای فاقد این ویژگی، یعنی:

$$P = \frac{\sum_{i=1}^{N} y_i}{N} = \bar{y}_N$$

$$p = \frac{\sum_{i=1}^{n} y_i}{n} = \bar{y}_n$$

در نتیجه می دانیم:

بدون جایگزاری

$$E(p) = P$$

$$Var(p) = (1 - \frac{n}{N})\frac{S^2}{n} = \frac{N - n}{N - 1} \cdot \frac{P(P - 1)}{n}$$

$$S^2 = \frac{1}{N - 1} \{\sum_{i=1}^{N} y_i^2 - N\bar{y_N}^2\} = \frac{1}{N - 1} \{A - N\frac{A}{N^2}\} = \frac{1}{N - 1} NP(1 - P)$$

می خواهیم $\hat{Var}(p)$ را محاسبه کنیم.

$$s^{2} = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n} (y_{i} - \bar{y_{n}})^{2} = \frac{1}{n-1} \{ \sum_{i=1}^{n} y_{i}^{2} - n\bar{y_{n}}^{2} \} = \frac{1}{n-1} \{ a - np^{2} \} = \frac{nP}{n-1} (1-P)$$

$$\Rightarrow \hat{Var}(p) = \frac{N-n}{n-1} \cdot \frac{p(1-p)}{N}$$

رابطه ی زیر نیز برای برآورد تعداد اعضای خاص یک جامعه مفید است.

مثال فرض کنید جامعه ای شامل ۵ دانش آموز دختر و پسر، بصورت زیر است:

۱. تمام نمونه های دوتایی ممکن با روش ${
m SRS}$ را تشکیل دهید.

$$p = 0: (0,0)$$

$$p = \frac{1}{2} : (0,1), (0,1), (0,1), (0,1), (0,1), (0,1)$$
$$p = 1 : (1,1), (1,1), (1,1)$$

۲. بر اساس قسمت قبل ثابت کنید:

$$E(p) = P Var(p) = \frac{N-n}{N-1} \frac{P(1-P)}{n}$$

داریم:

$$\begin{array}{c|ccccc}
p & 0 & \frac{1}{2} & 1 \\
\hline
\frac{1}{10} & \frac{6}{10} & \frac{3}{10}
\end{array}$$

در نتیجه:

$$E(p) = 0 \times \frac{1}{10} + \frac{1}{2} \times \frac{6}{10} + 1 \times \frac{3}{10} = \frac{6}{10} = P$$
$$Var(p) = E(p^2) - [E(p)]^2 = \frac{9}{20} - \frac{36}{100} = \frac{9}{100}$$

پیدا کردن حجم نمونه

می دانیم که:

$$\hat{\theta} \sim N(\theta, Var(\hat{\theta}))$$

بر اساس احتمال

در برآورد θ با استفاده از $\hat{\theta}$ می خواهیم حجم نمونه را به گونه ای تعیین کنیم که قدر مطلق خطای مطلق با احتمال θ باشد. یعنی:

$$P(|\hat{\theta} - \theta| < e) = 1 - \alpha$$

مى نويسيم:

$$\begin{split} P(|\hat{\theta} - \theta| < e) &= P(P(-e < \hat{\theta} - \theta < e)) = = \\ &= P(-\frac{e}{\sqrt{Var(\hat{\theta})}} < \frac{\theta - \hat{\theta}}{Var(\hat{\theta})} < \frac{e}{\sqrt{Var(\hat{\theta})}}) \end{split}$$

به سادگی می توان دریافت که:

$$Z_{\frac{\alpha}{2}} = -Z_{1-\frac{\alpha}{2}} = -\frac{e}{\sqrt{Var(\hat{\theta})}} \qquad Z_{1-\frac{\alpha}{2}} = -\frac{e}{\sqrt{Var(\hat{\theta})}}$$

در نهایت:

$$Z_{1-\frac{\alpha}{2}} = -\frac{e}{\sqrt{Var(\hat{\theta})}} \xrightarrow{Power} {}^{2}Z_{1-\frac{\alpha}{2}}^{2} = \frac{e^{2}}{Var(\hat{\theta})} \Rightarrow Var(\hat{\theta}) = \frac{e^{2}}{Z_{1-\frac{\alpha}{2}}^{2}}$$

مثال

برآورد $ar{y_n}$ در روش SRS بدون جایگزاری:

$$Var(\bar{y_n}) = (1 - \frac{n}{N})\frac{S^2}{n} = \frac{e^2}{Z_{1-\frac{\alpha}{2}}^2} = V_0$$
$$\frac{S^2}{n} - \frac{S^2}{N} = v_0 \Rightarrow \frac{s^2}{n} = V_0 + \frac{s^2}{N}$$
$$\frac{n}{S^2} = \frac{1}{V_0 + \frac{S^2}{N}} \to n = \frac{S^2}{V_0 + \frac{S^2}{N}}$$

از آنجایی که اطلااعتی نه از S^2 و نه از s^2 ،نیاز داریم تا یک نمونه ی مقدماتی به حجم m بگیریم و s_0^2 را استفاده کنیم.

$$s_0^2 = \frac{\sum_{i=1}^m (y_i - \bar{y_m})}{m-1}$$

برآورد P بدون جایگزاری:

$$Var(p) = \frac{e^2}{Z_{1-\frac{\alpha}{2}}^2} = V_0$$

$$\frac{N-n}{N_1} \cdot \frac{P(1-P)}{n} = V_0$$

$$\frac{N-n}{n} = V_0 \frac{N-1}{P(1-P)}$$

$$n = \frac{P(1-P)N}{(N-1)V_0 + P(1-P)}$$

می خواهیم برآورگری برای P(1-P) پیدا کنیم.

$$E[p_0(1-p_0)] = E(p_0) - E(p_0^2) = P - \frac{N-m}{N-1} \cdot \frac{P(1-P)}{m} - P^2 =$$

$$= P(1-P)[1 - \frac{N-m}{m(N-1)}] = P(1-P)\frac{N(m-1)}{m(N-1)}$$

در نتیجه برآوردگر زیر نااریب است.

$$\frac{m(N-1)}{N(m-1)}p_0(1-p_0)$$

مثال:

در یک دانشکده به کمک نمونه ی مقدماتی $1 \cdot 0$ تایی درصد دانش جویان شاغل 70 درصد برآورد شده است. قصد داریم با نمونه گیری SRS تعداد دانشجویان شاغل را به گونه ای برآورد کنیم که قدر مطلق خطای مطلق به احتمال 90 درصد کمتر از 10 درصد باشد.تعداد کل دانشجویان 100 است.

۱.۰.۰ قدر مطلق خطای نسبی

در برآورد θ با استفاده از $\hat{\theta}$ می خواهیم حجم نمونه را به گونه ای تعیین کنیم که قدر مطلق خطای نسبی با احتمال α کمتر از α باشد.

$$P(|\frac{\hat{\theta} - \theta}{\theta}| < e) = P(-e < \frac{\hat{\theta} - \theta}{\theta} < e)$$

$$P(-e < \frac{\hat{\theta} - \theta}{\theta} < e) = P(-e\theta < \hat{\theta} - \theta < e\theta)$$

$$P(-e\theta < \hat{\theta} - \theta < e\theta) = P(-\frac{e\theta}{\sqrt{Var(\hat{\theta})}} < \frac{\hat{\theta} - \theta}{\sqrt{Var(\hat{\theta})}} < \frac{e\theta}{\sqrt{Var(\hat{\theta})}})$$

$$\Rightarrow \frac{e\theta}{\sqrt{Var(\hat{\theta})}} = Z_{1-\frac{\alpha}{2}}$$

$$\frac{e^2\theta^2}{Var(\hat{\theta})} = Z_{1-\frac{\alpha}{2}}^2$$

$$Var(\hat{\theta}) = \frac{e^2\theta^2}{Z_{1-\frac{\alpha}{2}}}$$

از آنجایی که θ یک مقدار مجهول است از $\hat{\theta}$ استفاده می کنیم.

بر اساس طول بازه ی اطمینان

1-lpha دربرآورد heta با استفاده از $\hat{ heta}$ می خواهیم حجم نمونه را به گون های تعیین کنیم که طول فاصله اطمینان درصدی برابر با 2L شود.

$$Z = \frac{\hat{\theta} - \theta}{\sqrt{Var(\hat{\theta})}}$$

$$P(a < Z < b) = 1 - \alpha$$

$$P(-Z_{1-\frac{\alpha}{2}} < \frac{\hat{\theta} - \theta}{Var(\hat{\theta})} < Z_{1-\frac{\alpha}{2}}) = P(Z_{1-\frac{\alpha}{2}} \sqrt{Var(\hat{\theta})} < \hat{\theta} - \theta < Z_{1-\frac{\alpha}{2}} \sqrt{Var(\hat{\theta})} =$$

$$= P[\hat{\theta} - Z_{1-\frac{\alpha}{2}} \sqrt{Var(\hat{\theta})} < \theta < \hat{\theta} + Z_{1-\frac{\alpha}{2}} \sqrt{Var(\hat{\theta})}]$$

$$2Z_{1-\frac{\alpha}{2}} \sqrt{Var(\hat{\theta})} = 2L$$

$$L = Z_{1-\frac{\alpha}{2}} \sqrt{Var(\hat{\theta})}$$

$$L^2 = Z_{1-\frac{\alpha}{2}}^2 Var(\hat{\theta})$$

$$Var(\hat{\theta}) = \frac{L^2}{Z_{1-\frac{\alpha}{2}}^2}$$

مباحث میان ترم دوم:

نمونه گیری با طبقه بندی

تعريف

در نمونه گیری طبقه بندی جامعه می بایست به طبقات همگن طبقه بندی شود، به گونه ای که بین طبقات اختلاف وجود داشته باشد.

روش نمونه گیری

به گونه ای است که از هر طبقه نمونه ای به روش SRS انتخاب می شود و انتخاب نمونه از هر طبقه مستقل از انتخاب نمونه از طبقه دیگر است.

حامعه:

$$\begin{pmatrix} y_{11} \\ \vdots \\ y_{1N_1} \\ \hline y_{21} \\ \vdots \\ y_{2N_2} \\ \hline \vdots \\ \hline y_{H1} \\ \vdots \\ y_{HN_H} \end{pmatrix} \longrightarrow \begin{cases} N_1 : y_{11}, \dots, y_{1N_1} : \bar{y}_{1.} \\ N_2 : y_{21}, \dots, y_{2N_2} : \bar{y}_{2.} \\ \vdots \\ N_H : y_{H1}, \dots, y_{HN_H} : \bar{y}_{H.} \end{cases}$$

نمونه:

$$\begin{pmatrix} y_{1\,1} \\ \vdots \\ y_{1\,n_1} \\ \hline y_{2\,1} \\ \vdots \\ y_{2\,n_2} \\ \hline \vdots \\ y_{H\,1} \\ \vdots \\ y_{H\,n_H} \end{pmatrix} \longrightarrow \begin{cases} n_1: y_{1\,1}, \dots, y_{1\,n_1}: \bar{y_1} \\ n_2: y_{2\,1}, \dots, y_{2\,n_2}: \bar{y_2} \\ \vdots \\ n_H: y_{H\,1}, \dots, y_{H\,n_H}: \bar{y}_H \end{cases}$$

چند تعریف:

۱. میانگین جامعه:

$$\bar{y}_{N}' = \frac{\sum_{i=1}^{H} \sum_{j=1}^{N_i} y_{ij}}{N}$$

۲. انحراف از معیار جامعه:

$$S^{2} = \frac{\sum_{i=1}^{H} \sum_{j=1}^{N_{i}} (y_{ij} - \bar{y}_{N})^{2}}{N - 1}$$

.۳ میاگین طبقه i ام:

$$\bar{y}_{i.} = \frac{\sum_{j=1}^{N_i} y_{ij}}{N_i}$$

۴. انحراف از معیار طبقه i ام:

$$S_i^2 = \frac{\sum_{j=1}^{N_i} (y_{ij} - \bar{y}_{i.})^2}{N_i - 1}$$

۵. میانگین نمونه ی طبقه i ام:

$$\bar{y}_i = \frac{\sum_{j=1}^{n_i} y_{ij}}{n_i}$$

انجراف از معیار نمونه i ام:

$$s_i^2 = \frac{\sum_{j=1}^{n_i} (y_{ij} - \bar{y}_i)^2}{n_i - 1}$$

 $ar{y_N}$ است. اگر قرار دهیم که $W_i = rac{N_i}{N}$ آنگاه می توان گفت که $ar{y}_{str}$ یک برآوردگر خوب برای

$$\bar{y}_{str} = \sum_{i=1}^{H} W_i \, \bar{y}_i$$

ثابت كنيد كه:

$$E(\bar{y}_{str}) = \bar{y}_N$$

برهان:

$$E(\bar{y}_{str}) = E[\sum_{i=1}^{H} W_i \, \bar{y}_i] = \sum_{i=1}^{H} W_i \, E(\bar{y}_i) = \sum_{i=1}^{H} \frac{N_i}{N} \bar{y}_{i.} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{H} N_i \, \bar{y}_{i.} = \frac{\sum_{i=1}^{H} \mathcal{N}_i \frac{1}{\mathcal{N}_i} \sum_{j=1}^{N_i} y_{ij}}{N} = \frac{\sum_{i=1}^{H} \sum_{j=1}^{N_i} y_{ij}}{N} = \bar{y}_N$$

$$N = \sum_{i=1}^{H} N_i$$

مقدار خطای برآورد را پیدا کنید. از آنجایی که برآوردگر ما اریب است، مقدار خطای آن با واریانس آن برابر است:

$$\begin{split} Var(\bar{y}_{str}) &= Var[\sum_{i=1}^{H} W_{i} \, \bar{y}_{i}] = \sum_{i=1}^{H} W_{i}^{2} \, Var\bar{y}_{i} + \underbrace{\sum_{i \neq j}^{H} Cov(\bar{y}_{i}, \bar{y}_{j})}_{indpendent \Rightarrow 0} = \\ &= \sum_{i=1}^{H} W_{i}^{2} \, (1 - \frac{n_{i}}{N_{i}}) \frac{s_{i}^{2}}{n_{i}^{\tau}} = \sum_{i=1}^{H} \frac{N_{i}^{2}}{N^{2}} (1 - \frac{n_{i}}{N_{i}}) \frac{s_{i}^{2}}{n_{i}} = \frac{1}{N^{2}} \sum_{i=1}^{H} N_{i} (N_{i} - n_{i}) \frac{s_{i}^{2}}{n_{i}^{\tau}} = \\ &= \sum_{i=1}^{H} W_{i}^{2} \, \frac{S_{i}^{2}}{n_{i}} - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{H} W_{i} \, S_{i}^{2} \, ^{\tau} \end{split}$$

^۲فرمول ۱ ^۳فرمول ۲