Unit 3 Homework

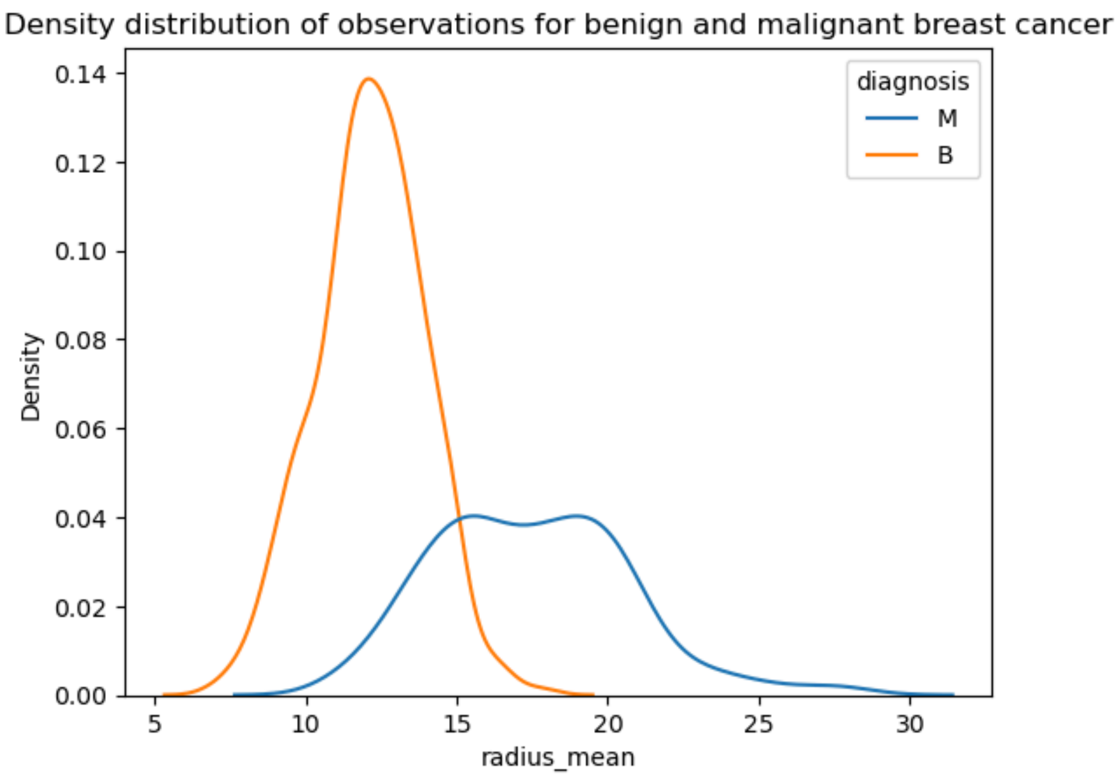
In [28]:
```
#预编译
import pandas as pd
import seaborn as sns
import matplotlib.pyplot as plt
import scipy.stats as stats
import numpy as np
import statistics as sta

data = pd.read_csv("Datas\data.csv")
```

1 置信区间 ¶

1 乳腺癌样本数据

1.1 在同一个图中画出良性与恶性乳腺癌(radius_mean)的观测值密度分布图

In [29]:
```
sns.kdeplot(x="radius_mean", data=data, hue="diagnosis")
plt.title("Density distribution of observations for benign and malignant breast canc
plt.show()
```



1.2 良性与恶性乳腺癌的病灶尺寸均值的90%置信区间

In [30]:
```
#计算ci的函数
def calc_ci(df, alpha):
    n = len(df)
    s = df.var(ddof=1) ** 0.5
    m = df.mean()
    isf = stats.t.isf(alpha/2, n-1)      #方差未知，用样本方差，做t检验
    moe = isf * s / (n ** 0.5)
    return m-moe, m+moe

alpha1 = 0.1     #α应该是一个比较小的量，求上侧分位数用

print("the 0.9 CI of benign is",calc_ci(data[data["diagnosis"]=="B"]["radius_mean"],
print("the 0.9 CI of malignant is",calc_ci(data[data["diagnosis"]=="M"]["radius_mear
```

```
the 0.9 CI of benign is (11.991117165972906, 12.30193045307471)
the 0.9 CI of malignant is (17.099284577366493, 17.826375799991997)
```

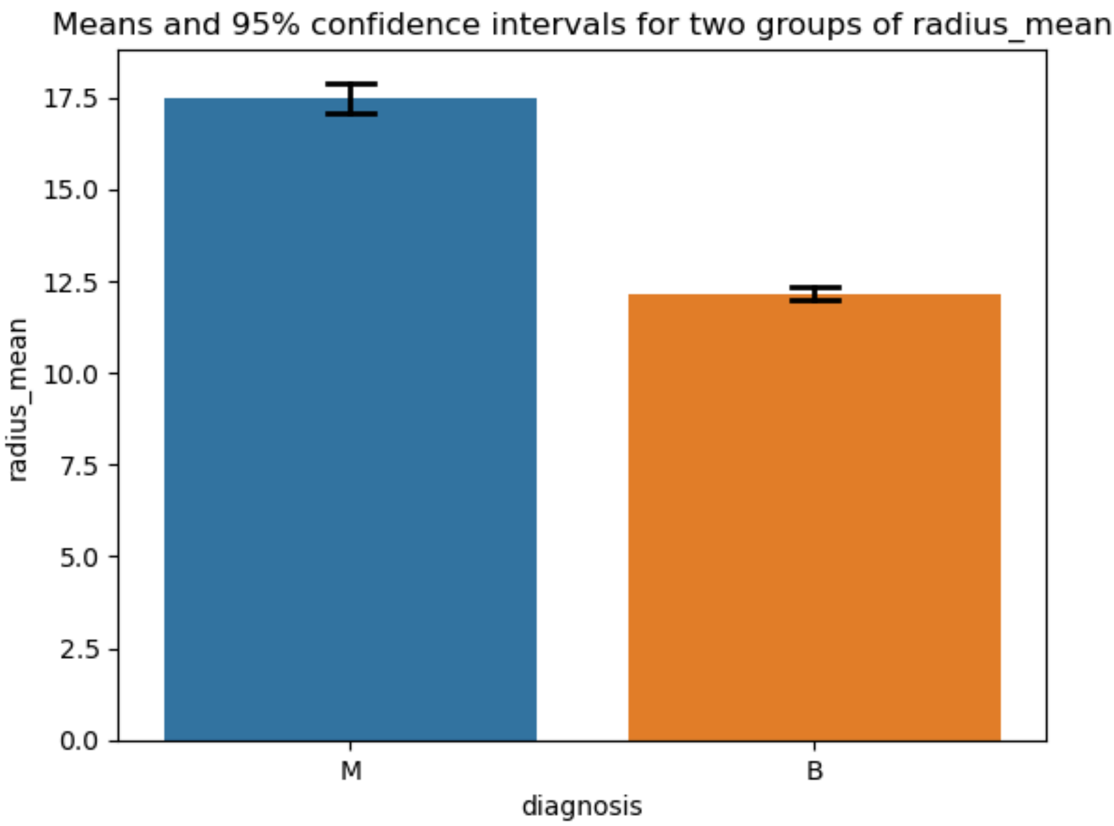
1.3 两组均值差异的90%置信区间

In [31]:
```
#计算两个独立正态总体的均值差的CI，方差未知且不相等,直接调用demo里的Welch's t-检验（
def dmean_ci_ind_welch_t(data1,data2,alpha=0.05):
    n1,n2,var1,var2=len(data1),len(data2),np.var(data1,ddof=1),np.var(data2,ddof=1)
    M=data1.mean()-data2.mean()
    v=(var1/n1+var2/n2)**2/((1/(n1-1)*(var1/n1)**2)+(1/(n2-1)*(var2/n2)**2))
    Ta=stats.t.isf(alpha/2,v,0,1)
    moe=Ta*np.sqrt(var1/n1+var2/n2)
    return M-moe,M+moe

print("90 per cent confidence interval for",
      "the difference between the means of",
      "the two groups is","(B-M)",
     dmean_ci_ind_welch_t(data[data["diagnosis"]=="B"]["radius_mean"],data[data["dia
```

```
90 per cent confidence interval for the difference between the means of the two g
roups is (B-M) (-5.711311893076699, -4.9213008652341745)
```

2 用柱状图来可视化两组radius_mean的均值

In [32]:
```
alpha2 = 0.05
sns.barplot(data=data, x="diagnosis", y="radius_mean",
            errorbar=("ci", (1-alpha2)*100), errcolor="black",
            capsize=0.1, errwidth=2)
            #直接用errorbar中的ci=95计算errorbar的长度,
            #capsize设置横杠长度,errwidth设置竖线宽度
plt.title("Means and 95% confidence intervals for two groups of radius_mean")
plt.show()

#或者如下也行
# def calc_error(df,alpha):
#     n = len(df)
#     s = df.var(ddof=1) ** 0.5
#     isf = stats.t.isf(alpha / 2, n - 1)  # 方差未知,用样本方差,做t检验
#     moe = isf * s / (n ** 0.5)
#     return moe
#
# B_error = calc_error(data[data["diagnosis"]=="B"]["radius_mean"], alpha2)
# M_error = calc_error(data[data["diagnosis"]=="M"]["radius_mean"], alpha2)
# B_mean = data[data["diagnosis"]=="B"]["radius_mean"].mean()
# M_mean = data[data["diagnosis"]=="M"]["radius_mean"].mean()
# df2 = {"diagnosis": ["B", "M"], "radius_mean": [B_mean, M_mean], "error": [B_error
```



3 Exercise in book

3.1 练习4.6

1. 假。样本可以直接计算，而且95%的置信区间不是这个意思
2. 假。样本量足够大了，根据中心极限理论可以认为近似于正态分布
3. 假。样本可以直接算，置信区间用于对总体的估计
4. 真。置信区间的含义
5. 真。95%的上侧分位数更大，区间长度更大（计算公式见3.2）
6. 真。$(80.31, 89.11) = (80.31 + 89.11)/2 \pm 4.4 = 84.71 \pm 4.4$

3.2 练习4.8

已知$n = 5534, \overline{x} = 23.44, s = 4.72, \alpha = 0.05$，要估计$\mu$
由于σ未知，故使用

$$\frac{\overline{x} - \mu}{s/\sqrt{n}} \sim t(n-1)$$

t分布是偶分布

$$\therefore P(-t_{0.025}(n-1) < \frac{\overline{x} - \mu}{s/\sqrt{n}} < t_{0.025}(n-1)) = 0.95$$

$$\Rightarrow \text{CI} = (\overline{x} - t_{0.025}(n-1)\frac{s}{\sqrt{n}}, \overline{x} + t_{0.025}(n-1)\frac{s}{\sqrt{n}})$$

带入数据，计算得到$t_{0.025}(5533) = 1.96$

$$\therefore \text{CI} = (23.32, 23.56)$$

解释：
2006-2010年该国家妇女的平均初婚年龄在（23.32，23.56）岁的概率是95%

假设：

1. 抽样是随机的
2. 样本的分布是接近正态分布的
3. 样本量足够大了

2 零假设显著性检验

Exercise in Book 4.20

(a)检验父母辈的平均智商

假设：$H_0: \mu \geq \mu_0; H_1: \mu < \mu_0$
总体方差未知，检验均值，用t检验

$$\frac{\overline{x}-\mu_0}{s/\sqrt{n}} \sim t(n-1)$$

$$\Rightarrow P(\frac{\overline{x}-\mu_0}{s/\sqrt{n}} \geq t_\alpha(n-1)) = 1-\alpha$$

故若$\frac{\overline{x}-\mu_0}{s/\sqrt{n}} > t_\alpha(n-1)$，我们便认为$H_0$成立，均值高
代入数据，得到

$$\frac{\overline{x}-\mu_0}{s/\sqrt{n}} = 16.8; t_{0.1}(35) = 1.31 \Rightarrow \frac{\overline{x}-\mu_0}{s/\sqrt{n}} >> t_{0.1}(35)$$

资优儿童母亲的平均智商不同于普通人群的平均智商

(b)计算资优儿童母亲平均智商的 90% 置信区间

由于σ未知，故使用

$$\frac{\overline{x}-\mu}{s/\sqrt{n}} \sim t(n-1)$$

$$\therefore P(-t_{0.05}(n-1) < \frac{\overline{x}-\mu}{s/\sqrt{n}} < t_{0.05}(n-1)) = 0.90$$

$$\Rightarrow \text{CI} = (\overline{x} - t_{0.05}(n-1)\frac{s}{\sqrt{n}}, \overline{x} + t_{0.05}(n-1)\frac{s}{\sqrt{n}})$$

$$\therefore \text{CI} = (116.4, 120.0)$$

(c)假设检验的结果和置信区间是否一致

是一致的
假设检验的结果显示这些母亲的智商平均值显著高于普通人，而这些母亲的智商的平均值的90%置信区间也不包括普通人的平均智商*100*
二者都显示了我有**显著的把握**，这些母亲的智商高于普通人

3 t-检验

Exercise in Book

3.1 练习5.18

(a)阅读和写作的平均分是否有明显差异?

通过boxplot上的表示均值的黑线，二者的均值都在50左右，认为二者均值**无明显差异**

(b)每个学生的阅读和写作分数是否相互独立

根据右侧的人数分布直方图（类似于正态分布），如果二者的分数是不相关的，那么不会呈现类似正态分布，所以二者是相关的
由于独立一定不相关，那么相关一定不独立，所以是**不独立**的

(c)数据是否能令人信服地证明两次考试的平均分之间存在差异?

由于是配对的样本，且总体方差未知，故用t检验，令$x = x_r - x_w$，其中x为样本
故假设：$H_0 : \mu = 0; H_1 : \mu \neq 0$

$$\therefore \frac{\overline{x} - 0}{s/\sqrt{n}} \sim t(n-1)$$

$$\Rightarrow P(|t(n-1)| > |\frac{\overline{x} - 0}{s/\sqrt{n}}|) = p$$

In [33]:
```
print("p=",2*(1-stats.t.cdf(0.867, 200-1)))
```

```
p= 0.3869862125527166
```

p很大，即假设的$\mu = 0$比较好的使$\frac{\overline{x}-\mu}{s/\sqrt{n}}$符合t分布，计算结果不是小概率事件

我不能拒绝H_0

In [34]:
```
def calc_ci(n, alpha, mean, s):
    m = mean
    isf = stats.t.isf(alpha/2, n-1)
    moe = isf * s / (n ** 0.5)
    return m-moe, m+moe
print("差异的99%CI=",calc_ci(200,0.01,-0.545,8.887))
```

```
差异的99%CI= (-2.179332794905891, 1.089332794905891)
```

是包含0的，我有99%的把握，所以在概率上我接受H_0

(d)置信区间是否包括零

由于p很大了，认为包括零
实际上，计算99%置信区间为(-2.179332794905891, 1.089332794905891)
所以我有99%的把握

In [35]:
```
def calc_ci(n, alpha, mean, s):
    m = mean
    isf = stats.t.isf(alpha/2, n-1)
    moe = isf * s / (n ** 0.5)
    return m-moe, m+moe
print(calc_ci(200,0.01,-0.545,8.887))
```

```
(-2.179332794905891, 1.089332794905891)
```

3.2 练习5.24

0.99 克拉和 1 克拉钻石的平均标准化价格之间是否存在差异，以及95%CI

假设：$H_0 : \mu_1 = \mu_2; H_1 : \mu_1 \neq \mu_2$

In [36]:
```
def f1(mean1,s1,n1,mean2,s2,n2):
    var1=s1**2
    var2=s2**2
    M = abs(mean1 - mean2)
    v=(var1/n1+var2/n2)**2/((1/(n1-1)*(var1/n1)**2)+(1/(n2-1)*(var2/n2)**2))
    x = np.sqrt(var1/n1+var2/n2)
    return stats.t.cdf(M/x, v)
print("p=",2*(1-f1(44.51, 13.32, 23, 56.81, 16.13, 23)))
```

```
p= 0.0072701759340148
```

p<0.05，认为H_1成立，二者有显著差异

In [37]:
```
def f2(mean1,s1,n1,mean2,s2,n2,alpha=0.05):
    var1=s1**2
    var2=s2**2
    M=mean1-mean2
    v=(var1/n1+var2/n2)**2/((1/(n1-1)*(var1/n1)**2)+(1/(n2-1)*(var2/n2)**2))
    Ta=stats.t.isf(alpha/2,v,0,1)
    moe=Ta*np.sqrt(var1/n1+var2/n2)
    return M-moe,M+moe
print("均值差的95%CI=",f2(44.51, 13.32, 23, 56.81, 16.13, 23))
```

```
均值差的95%CI= (-21.09969341002821, -3.5003065899717996)
```

计算均值差的95%置信区间，发现不包括零，有95%的把握二者均值明显不同

3.3 练习5.26

(a)是否有证据表明雄性雏鸡和雌性雏鸡的蛋大小不同?

In [38]:
```
print("雄性蛋-雌性蛋的90%CI=",f2(1619.95,127.54,80,1584.20,102.51,48,0.1))
```

雄性蛋-雌性蛋的90%CI= (1.6770341915652693, 69.82296580843473)

In [39]:
```
print("雄性蛋-雌性蛋的95%CI=",f2(1619.95,127.54,80,1584.20,102.51,48,0.05))
```

雄性蛋-雌性蛋的95%CI= (-4.951183300392628, 76.45118330039263)

In [40]:
```
print("雄性蛋-雌性蛋的p=",2*(1-f1(1619.95,127.54,80,1584.20,102.51,48)))
```

雄性蛋-雌性蛋的p= 0.08456384966941477

在α=0.1的水平上，我可以认为而这有差别，更重的蛋倾向于是雄性
但在α=0.05的水平上，我就不这么认为了

(b)是否有证据表明活的雏鸡和死的雏鸡的蛋大小不同?

In [41]:
```
print("活的蛋-死的蛋的95%CI=",f2(1605.87,126.32,89,1606.91,103.46,42,0.05))
```

活的蛋-死的蛋的95%CI= (-42.395724027639396, 40.315724027639014)

In [42]:
```
print("活的蛋-死的蛋的p=",2*(1-f1(1605.87,126.32,89,1606.91,103.46,42)))
```

活的蛋-死的蛋的p= 0.9602945128348399

无论从置信区间或是假设检验来看，都无法认为在α=0.05的水平下二者有显著差异

(c)是否有证据表明先生的雏鸡和后生的雏鸡的蛋大小不同?

In [43]:
```
print("先-后的95%CI=", f2(1581.98,155.95,22,1659.62,124.59,20,0.05))
```

先-后的95%CI= (-165.35198704999075, 10.071987049991009)

In [44]:
```
print("先-后的90%CI=", f2(1581.98,155.95,22,1659.62,124.59,20,0.1))
```

先-后的90%CI= (-150.70836816448983, -4.571631835509919)

In [45]:
```
print("先-后的p=",2*(1-f1(1581.98,155.95,22,1659.62,124.59,20)))
```

先-后的p= 0.08116624629859714

在α=0.1的水平上，我认为有显著差异，但在α=0.05的水平上，我不这么认为

3.4 练习5.28

是否表明转基因雏鸡和非转基因雏鸡的孵化重量存在差异?

In [46]:
```
print("转-非的p=",2*(1-f1(45.14,3.32,54,44.99,4.57,54)))
```

```
转-非的p= 0.8456936599324996
```

In [47]:
```
print("转-非的90%CI=",f2(45.14,3.32,54,44.99,4.57,54,0.1))
```

```
转-非的90%CI= (-1.1265967234683805, 1.4265967234683776)
```

综合p值和90%CI，认为二者没有显著差异

4 ANOVA

如果招募一批志愿者，随机平均分成m个剂量组进行实验，每组n个被试，对观测结果（满足正态分布，方差齐性）进行单因素方差分析，得到F(3,56)= 3.72

A. m, n分别等于多少?

由ANOVA的和F分布的定义来看，若为F(M,N)，则有M+1组，共N+M+1人。故共4组，共60人，每组15人

B. 这个ANOVA分析进行F检验的零假设是什么?

是四组的观测结构均值相等，即$\mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = \mu_4$

C. F值对应的p值是多少，如果以p=0.05为显著性水平阈值，能否拒绝零假设?

In [48]:
```
print(stats.f.sf(3.72,3,56))
```

```
0.016439151106134482
```

p<<0.05，我拒绝H_0

D. 如果组内方差MSW是20.5， 组间的方差是多少?

$$F = MSB/MSW \Rightarrow MSB = MSW \times F = 20.5 \times 3.72 = 76.26$$

E. 总体离差平方和，组间离差平法和，组内离差平方和 （即课件中的SST, SSB, SSW）分别是多少?

$$SSB = MSB \times df_b = 76.26 \times 3 = 228.78$$
$$SSW = MSW \times df_w = 20.5 \times 56 = 1148$$
$$SST = SSB + SSW = 228.78 + 1148 = 1376.78$$

F. ANOVA中F检验对应的效应量(effect size) eta2是多少?

$$\eta^2 = \frac{SSB}{SST} = 228.78/1376.78 = 0.166$$

G. 参考本周Python例子中的pingouin.anova 输出的格式, 写出本题的ANOVA分析结果表

Source	SS	DF	MS	F	p-unc	np2
Group	228.78	3	76.26	3.72	0.0164	0.166
Within	1148	56	20.5	NaN	NaN	NaN

H. 按照APA格式汇报并解释最终结果

根据1-Way ANOVA检验的结果，四组之间的样本均值存在显著差异（F(3,56)=3.72,p=.0164;eta2=0.166）

单元3-习题课

2024-04-18

t-test, 1-way ANOVA, and 2-way ANOVA

1. 数据：ToothGrowth.CSV
2. 请在课堂上独立或者讨论完成；
3. 课后独立完成这个习题课的报告，包括全部任务，作为本单元作业的一部分（第五题）通过canvas提交。

In [10]:
```
import pandas as pd
import numpy as np
import scipy.stats as stats
import matplotlib.pyplot as plt
import seaborn as sns
import pingouin as pg
import statsmodels.api as sm
```

In [11]:
```
data=pd.read_csv("ToothGrowth.csv")
```

In [12]:
```
data.head()
```

Out[12]:

	sub	len	supp	dose
0	1	4.2	VC	0.5
1	2	11.5	VC	0.5
2	3	7.3	VC	0.5
3	4	5.8	VC	0.5
4	5	6.4	VC	0.5

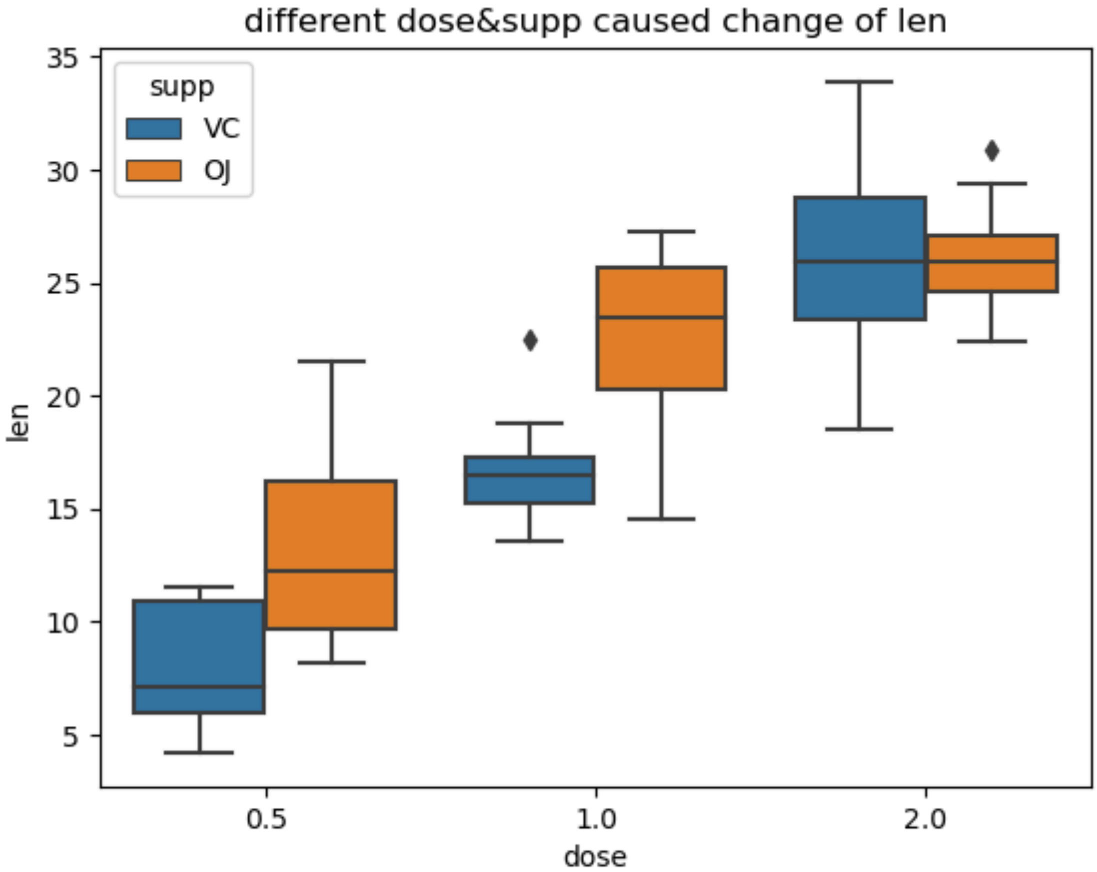
任务1： 将这个数据可视化

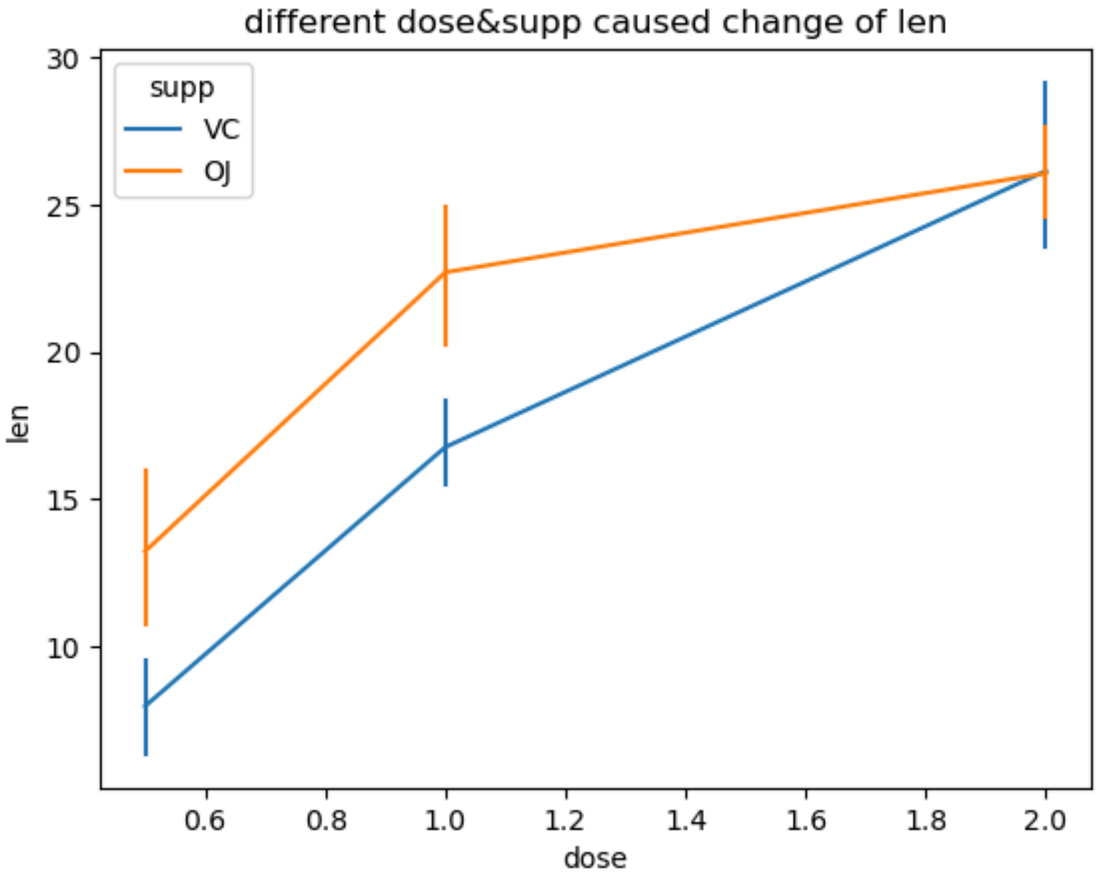
（1）用箱体图画出不同dose,不同supp下的len箱体图；提示：用sns.boxplot()，指定hue参数

（2）在同一个图中分别用折线图画出两种supp下len随同剂量的变化: 提示，用sns.lineplot函数

In [83]:

```
sns.boxplot(x="dose", y="len", hue="supp", data=data)
plt.title("different dose&supp caused change of len")
plt.show()
sns.lineplot(x="dose", y="len", hue="supp", data=data, errorbar=("ci", 95), err_style='
plt.title("different dose&supp caused change of len")
plt.show()
```



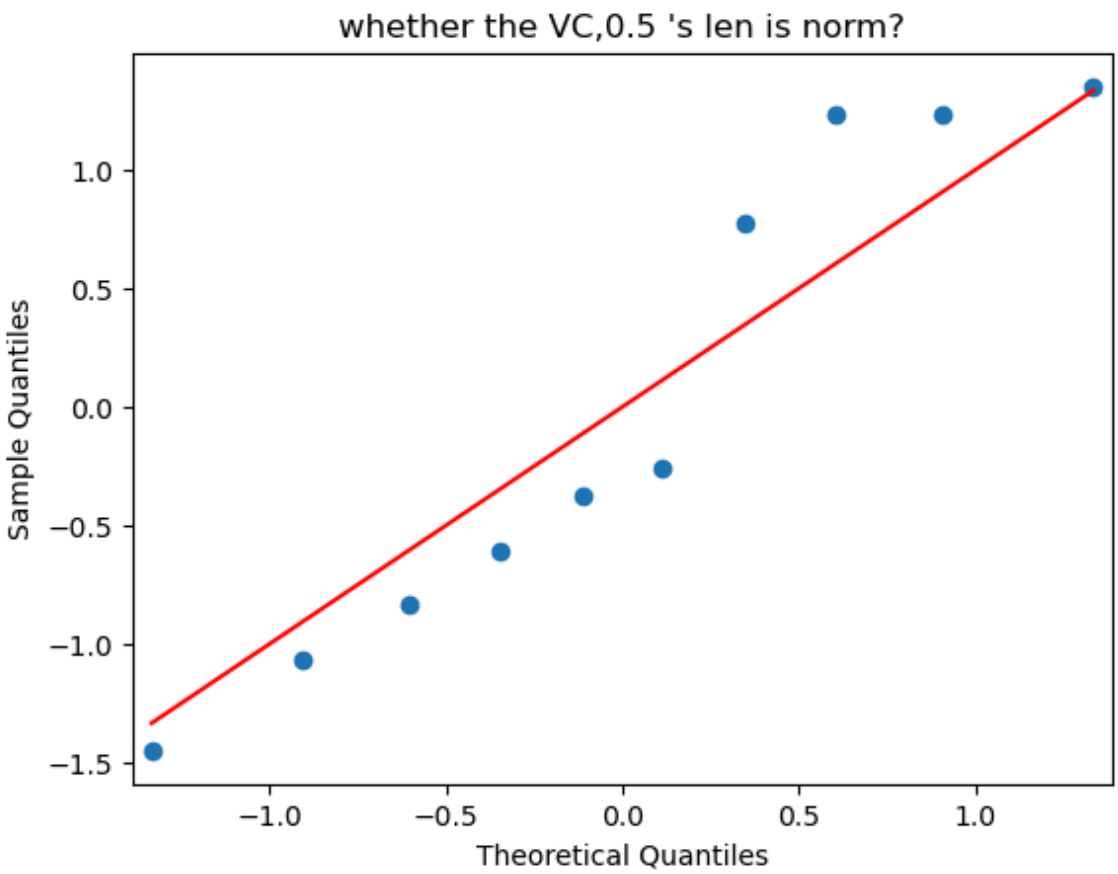


任务2：评价数据的正态性

提示： qqplot, skewness/kurtosis, boxplot,stats.shapiro

In [91]:
```python
#stats.sknew
#stats.kurtosis
#sm.qqplot
#由于所有的过程都一致，这里只用一组数据作为演示

data_use = data[(data["supp"]=="VC")&(data["dose"]==0.5)]["len"]

print("sknew=", data_use.skew())
print("kurtosis=", data_use.kurtosis())

sm.qqplot(data=data_use,fit=stats.norm(),line="s")
plt.title("whether the VC,0.5 's len is norm?")
plt.show()
stats.shapiro(data_use)
```

```
sknew= 0.18482564701527415
kurtosis= -1.7352867017963627
```



Out[91]:
```
ShapiroResult(statistic=0.8899969458580017, pvalue=0.16956299543380737)
```

综合几个量，认为服从正态分布

In [39]:
```
lenVC=data[data.supp=="VC"].len
lenOJ=data[data.supp=="OJ"].len
print("mean(VC)=", lenVC.mean())
print("mean(OJ)=", lenOJ.mean())
print("SD(VC)=", lenVC.var()**0.5)
print("SD(OJ)=",lenOJ.var()**0.5)

t,p=stats.ttest_ind(lenVC,lenOJ)
print(t,p)

def dmean_ci_ind_t(data1,data2,alpha=0.05):
    n1,n2,var1,var2=len(data1),len(data2),np.var(data1,ddof=1),np.var(data2,ddof=1)
    varp=((n1-1)*var1+(n2-1)*var2)/(n1+n2-2)
    M=data1.mean()-data2.mean()
    Ta=stats.t.isf(alpha/2,n1+n2-2)
    moe=Ta*np.sqrt(varp/n1+varp/n2)
    return M-moe,M+moe
print("the 95% CI of the difference of means is", dmean_ci_ind_t(lenVC,lenOJ))

def dmean_ci_ind_t_es(data1,data2,alpha=0.05):
    n1,n2,var1,var2=len(data1),len(data2),np.var(data1,ddof=1),np.var(data2,ddof=1)
    varp=((n1-1)*var1+(n2-1)*var2)/(n1+n2-2)
    M=data1.mean()-data2.mean()
    return M/(varp**0.5)
print("the effect size is", dmean_ci_ind_t_es(lenVC,lenOJ))
```

```
mean(VC)= 16.963333333333333
mean(OJ)= 20.663333333333334
SD(VC)= 8.266028664664638
SD(OJ)= 6.605561049722362
-1.91526826869527 0.06039337122412849
the 95% CI of the difference of means is (-7.567006417952172, 0.16700641795216642)
the effect size is -0.4945201405450862
```

任务4： 根据任务3的结果，写出t-检验的报告

根据独立样本t-检验的结果，不认为VC组的平均值（M = 16.96，SD = 8.27）显著区别于OJ的平均值（M = 20.66，SD = 6.61），t(58) = -1.92，p = .06，cohen's d=-0.49，95%CI=[-7.57, 0.17]

任务5： 完成一个one-way ANOVA , 推断不同剂量是否存在差异

In [47]:
```
aov1=pg.anova(data=data, dv="len", between="dose", detailed=True, effsize="np2")
print(aov)
```

	Source	SS	DF	MS	F	p-unc	np2
0	dose	2426.434333	2	1213.217167	67.415738	9.532727e-16	0.702864
1	Within	1025.775000	57	17.996053	NaN	NaN	NaN

任务6： 用anova来实现上面任务四，观察和对比结果

In [49]:
```
aov=pg.anova(data=data, dv="len", between="supp", detailed=True, effsize="np2")
print(aov)
```

```
   Source           SS  DF          MS         F     p-unc       np2
0    supp   205.350000   1  205.350000  3.668253  0.060393  0.059484
1  Within  3246.859333  58   55.980333       NaN       NaN       NaN
```

任务7： 根据上面的anova结果，写出分析结果报告

VC组的平均值（M = 16.96，SD = 8.27）和OJ组的平均值（M = 20.66，SD = 6.61），显示不同的supp对len没有显著效应（F(1,58)=3.67, p=.06, eta2=0.06）

任务8： 请将supp, dose作为两个因素进行two-way ANOVA

In [51]:
```
aov=pg.anova(data=data, dv="len", between=["supp","dose"], detailed=True, effsize="np2
print(aov)
```

```
        Source           SS  DF           MS          F         p-unc  \
0         supp   205.350000   1   205.350000  15.571979  2.311828e-04
1         dose  2426.434333   2  1213.217167  91.999965  4.046291e-18
2  supp * dose   108.319000   2    54.159500   4.106991  2.186027e-02
3     Residual   712.106000  54    13.187148        NaN           NaN

        np2
0  0.223825
1  0.773109
2  0.132028
3       NaN
```

任务9：根据任务8的报告的结果，如果存在dose主效应，进行post hoc的检验.

In [53]:
```
pg.pairwise_tukey(dv="len", between="dose", data=data)
```

Out[53]:

	A	B	mean(A)	mean(B)	diff	se	T	p-tukey	hedges
0	0.5	1.0	10.605	19.735	-9.130	1.341494	-6.805847	2.001174e-08	-2.007405
1	0.5	2.0	10.605	26.100	-15.495	1.341494	-11.550558	0.000000e+00	-3.657056
2	1.0	2.0	19.735	26.100	-6.365	1.341494	-4.744711	4.248037e-05	-1.518881

任务10： 根据任务8， 9 的结果，写出2-way ANOVA 的结果报告。

In [66]:
```
print("mean(VC,0.5)=", data[(data["supp"]=="VC") & (data["dose"]==0.5)]["len"].mean())
print("mean(VC,1.0)=", data[(data["supp"]=="VC") & (data["dose"]==1.0)]["len"].mean())
print("mean(VC,2.0)=", data[(data["supp"]=="VC") & (data["dose"]==2.0)]["len"].mean())
print("mean(OJ,0.5)=", data[(data["supp"]=="OJ") & (data["dose"]==0.5)]["len"].mean())
print("mean(OJ,1.0)=", data[(data["supp"]=="OJ") & (data["dose"]==1.0)]["len"].mean())
print("mean(OJ,2.0)=", data[(data["supp"]=="OJ") & (data["dose"]==2.0)]["len"].mean())
print("SD(VC,0.5)=", data[(data["supp"]=="VC") & (data["dose"]==0.5)]["len"].var()**0.
print("SD(VC,1.0)=", data[(data["supp"]=="VC") & (data["dose"]==1.0)]["len"].var()**0.
print("SD(VC,2.0)=", data[(data["supp"]=="VC") & (data["dose"]==2.0)]["len"].var()**0.
print("SD(OJ,0.5)=", data[(data["supp"]=="OJ") & (data["dose"]==0.5)]["len"].var()**0.
print("SD(OJ,1.0)=", data[(data["supp"]=="OJ") & (data["dose"]==1.0)]["len"].var()**0.
print("SD(OJ,2.0)=", data[(data["supp"]=="OJ") & (data["dose"]==2.0)]["len"].var()**0.
```

```
mean(VC,0.5)= 7.979999999999995
mean(VC,1.0)= 16.770000000000003
mean(VC,2.0)= 26.139999999999997
mean(OJ,0.5)= 13.229999999999999
mean(OJ,1.0)= 22.7
mean(OJ,2.0)= 26.060000000000002
SD(VC,0.5)= 2.746634304016463
SD(VC,1.0)= 2.515308684391993
SD(VC,2.0)= 4.797730945167957
SD(OJ,0.5)= 4.459708510654032
SD(OJ,1.0)= 3.9109532796436675
SD(OJ,2.0)= 2.655058065906155
0.021993336983492557
```

进一步的Tukey HSD检验发现，0.5和1之间存在显著差异（d=−9.13, p=2e−8)0.5和2之间存在显著差异(d=−15.5,p=0)1和2之间存在显著差异(d=−6.4,p=4.2e−0.5)

0.5,VC组的平均值（M=7.98,SD=2.75）；1.0,VC的平均值（M=16.77，SD=2.52）；2.0,VC的平均值（M=26.14，SD=4.80）；0.5，OJ组的平均值（M=13.23，SD=4.46）；1.0，OJ组的平均值（M=22.7,SD=3.91）；2.0,OJ组的平均值（M=26.06，SD=2.66）；2-way ANOVA表明不同的supp组的均值差距很大（F(1,54)=15.57,p<.05）,不同dose组的均值差距很大（F(2,54)=92.00,p<.05）,且supp与dose存在交互作用（F(2,54)=4.11,p<.05）

任务11： 对比2-Way ANOVA的关于主效应结果与前面的ANOVA+独立样本t-检验结果有什么不同，得到什么结论?

在进行1-way ANOVA和独立样本t检验来检验剂量的影响时，得出了p>.05的结果，但是在进行2-way ANOVA进行检验时，却得到了p<.05的结果。 结论：2-way ANOVA的噪音更小，信噪比高而导致检验结果有更高的统计功效，即p-value更小。