O `Software R` também retorna o intervalo de confiança para o coeficiente de correlação de Pearson, logo, temos que $IC\,(\rho, 90\%) = [-0,60; -0,35]$. Portanto, com 90% de confiabilidade, levantamos evidências de que há uma correlação negativa e fraca (ver Tabela 2.3), em que, quanto maior a idade do indivíduo menor a sua proporção de perda de peso.

4.8 Testes Não Paramétricos

Os testes vistos até então são chamados de testes paramétricos, esses testes são limitados pelos seus pressupostos (normalidade, homoscedasticidade, independência). Se algum pressuposto dos testes paramétricos não forem atendidos, um teste não paramétrico pode ser utilizado como alternativa. Os testes paramétricos são mais precisos se comparados com os não paramétricos, logo, a escolha pelo teste não paramétrico só pode ser tomada se algum pressuposto do teste paramétrico não for atendido. Uma desvantagem dos testes não paramétricos que serão vistos a seguir está relacionado a ausência do intervalo de confiança.

4.8.1 Testes de Wilcoxon e Wilcoxon-Mann-Whitney

Se o interesse for comparar duas populações em relação a suas médias, os testes não paramétricos de Wilcoxon ou de Wilcoxon-Mann-Whitney podem ser utilizados. O teste de Wilcoxon é utilizados quando as amostras são dependentes (pareadas), já o teste de Wilcoxon-Mann-Whitney é utilizado quando as amostras são independentes. A seguir são apresentados alguns exemplos do uso desses testes.

Exemplo 1

Considerando o conjunto de dados "pareado.xls" (disponível na plataforma Moodle). Supor o interesse em verificar o efeito de uma intervenção alimentar no peso de crianças com baixo peso. Para isso 10 crianças com baixo foram selecionadas para fazer parte da amostra e seu peso foi medido. Logo após, uma intervenção alimentar foi realizada e, após algum tempo, o peso foi medido nessas mesmas 11 crianças. Seguindo os passos vistos na Seção 4.3 para a construção de testes de hipóteses, tem-se:

1. **Identificar H_0 e H_1**: Como o interesse é verificar se o peso das crianças é afetado pela intervenção alimentar, tem-se o interesse em testar as seguintes hipóteses,

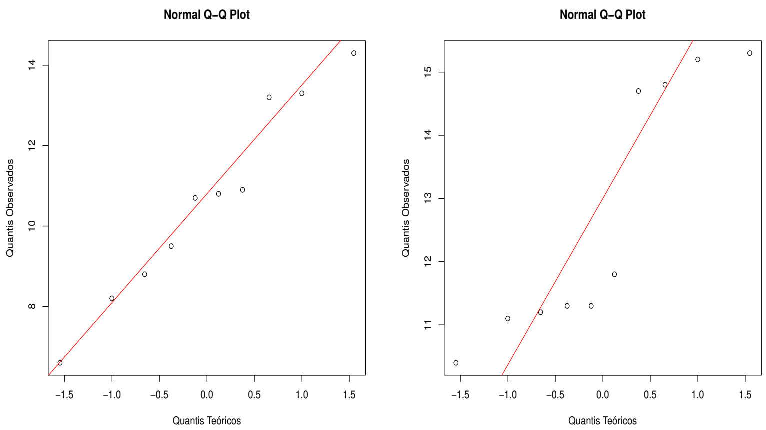
$$\left\{\begin{array}{l} H_0 : \mu_A = \mu_D \\ H_1 : \mu_A \neq \mu_D \end{array}\right., \tag{4.27}$$

em que, μ_A é o peso médio das crianças antes da intervenção alimentar e μ_D é o peso médio das crianças depois da intervenção alimentar.

2. **Escolher o teste estatístico**: Para testar esse tipo de hipóteses temos que optar por um entre os quatro testes de comparação entre médias que foi visto na Seção 4.5. O primeiro passo é verificar se as variáveis são independentes ou não, como nesse caso as mesmas crianças foram estudadas antes e depois da intervenção alimentar, então as amostras são dependentes. Portanto, o teste paramétrico que pode ser utilizado aqui é o **teste-t pareado para comparação entre médias**. Se os pressupostos desse teste não forem atendidos, então, não paramétricamente, pode-se utilizar o **Testes de Wilcoxon**.

3. **Fixar o nível de significância** α: Cometer o erro do Tipo I aqui é dizer que, de acordo com a amostra o peso médio das crianças antes e depois da intervenção alimentar mudou, quando na população o peso médio não mudou. Supor que o grau de gravidade em cometer esse erro é brando, o nível de significância aqui será estipulado em $\alpha = 10\%$.

   Lembrando que esse teste tem como pressuposto que a variável aleatória quantitativa deve seguir distribuição normal para os dois grupos observados da variável qualitativa. Portanto, a partir dos gráficos da Figura 4.9 percebe-se que o peso antes da intervenção estão seguindo um comportamento linear acompanhando a linha vermelha teórica, no entanto, esse mesmo comportamento não é observado para o peso depois da intervenção. O p-valor do teste de Shapiro-Wilk em ambos os grupos são $p - valor_A = 0,8129$ e $p - valor_h = 0,0127$, ou seja, para o peso observado antes da intervenço o p-valor é maior do que o nível de significância do teste ($\alpha = 10\%$), a hipótese de normalidade dos dados não é rejeitada. No entanto, para o peso observado depois da intervenço o p-valor é menor do que o nível de significância do teste ($\alpha = 10\%$), a hipótese de normalidade dos dados é rejeitada. Portanto, o teste-t pareado para comparação entre médias não pode ser utilizado para resolver esse problema, logo, como alternativa será utilizado o teste de Wilcoxon.



(a) Antes (b) Depois

Figura 4.9: Gráficos quantil-quantil para verificar se o peso das crianças segue distribuição normal antes e depois da intervenção alimentar.

4. **Calcular os valores observados para o teste estatístico a partir dos dados amostrais**: Para realizar o **teste de Wilcoxon** utilizando o `Software R`, a função `wilcox.test` será utilizada e a seguinte linha de comando deve ser executada:

   wilcox.test(dados1$Peso~dados1$Intervencao,paired=T)

   O primeiro argumento da função `wilcox.test` é separado pelo símbolo $\sim$, antes do símbolo $\sim$ é definido o vetor com as observações da variável quantitativa que se tem interesse em realizar o teste de comparação entre médias, após o símbolo $\sim$ é definido o vetor com as observações da variável qualitativa que representa os grupos que serão comparados; no argumento `paired` é definido se as amostras são dependentes, como *default* esse argumento recebe o valor "FALSE" (amostras independentes), como as amostras nesse caso são dependentes é necessário modificar o *default* para o valor "TRUE". Executando essa linha de comando o `Software R` irá retornar o seguinte resultado:

Wilcoxon signed rank exact test

data: dados1$Peso by dados1$Intervencao

V = 0, p-value = 0.001953

alternative hypothesis: true location shift is not equal to 0

5. **Verificar se rejeita ou não a hipótese nula** H_0: Observando os valores acima, o p-valor é dado por $p - valor = 0,001953$, como o nível de significância estipulado foi de $\alpha = 0,10$, então $p - valor < \alpha$. Portanto, com 10% de significância, existem evidências de que o peso médio dos indivíduos antes e depois da intervenção alimentar são diferentes, ou seja, existe um efeito da intervenção alimentar no peso das crianças.

   Veja que o `Software R` não retornou nenhum intevalo de confiança, isso ocorre pois não é possível calcular um intevalo de confiança para esse teste não paramétrico. Logo, conclui-se que há uma diferença no peso médio das crianças antes e depois da intervenção, no entanto, não é possível mensurar essa diferença.

Exemplo 2

Considerando o conjunto de dados "independente.xls" (disponível na plataforma Moodle), supor o interesse em verificar o efeito das dietas (Dieta A e B) na perda de peso dos indivíduos em Kg. Seguindo os passos vistos na Seção 4.3 para a construção de testes de hipóteses, tem-se:

1. **Identificar** H_0 **e** H_1: Como o interesse é verificar se a perda de peso é afetada pelo tipo de dieta, tem-se o interesse em testar as seguintes hipóteses,

$$\begin{cases} H_0 : \mu_A = \mu_B \\ H_1 : \mu_A \neq \mu_B \end{cases}, \tag{4.28}$$

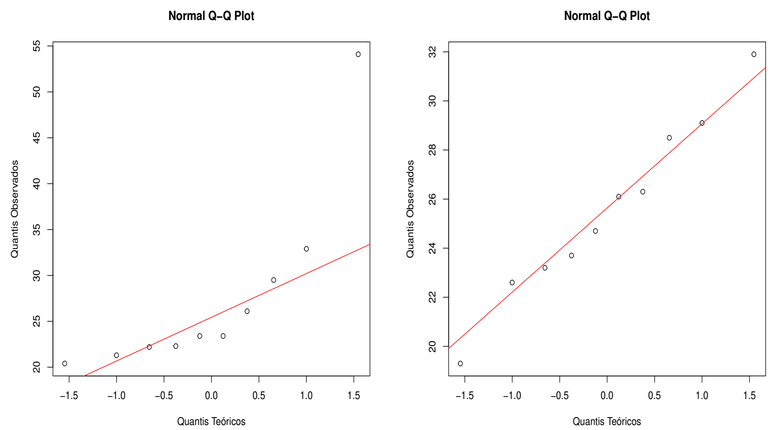
   em que, μ_A é a média da perda de peso dos indivíduos submetidos a Dieta A e μ_B a média da perda de peso dos indivíduos submetidos a Dieta B.

2. **Escolher o teste estatístico**: Para testar esse tipo de hipóteses temos que optar por um entre os quatro testes de comparação entre médias que foram vistos na Seção 4.5. O primeiro passo é verificar se as variáveis são independentes ou não, como, nesse caso, os indivíduos que foram submetidos a Dieta A são diferentes dos indivíduos submetidos a Dieta B, então as amostras são independentes. O segundo passo, então, é verificar se as variâncias populacionais para ambos os grupos são conhecidas, como, nesse caso, não foram informados os valores dessas duas variabilidades populacionais, as variâncias populacionais são desconhecidas. O último passo, então, é realizar um teste-F para comparação entre variâncias (esse teste será realizado no Item 4, se necessário). Se a hipótese nula não for rejeitada o teste a ser utilizado é o **teste-t para amostra independentes com variâncias populacionais iguais**. Caso a hipótese nula do teste-F for rejeitada o teste a ser utilizado é o **teste-t para amostra independentes com variâncias populacionais diferentes**. Se os pressupostos desse teste não forem atendidos, então, não paramétricamente, pode-se utilizar o **teste de Wilcoxon-Mann-Whitney**.

3. **Fixar o nível de significância** α: Cometer o erro do Tipo I aqui é dizer que, de acordo com a amostra a média da perda de peso dos indivíduos submetidos a Dieta A é diferente da média da perda de peso dos indivíduos submetidos a Dieta B, quando na população a média da perda de peso é a mesma para os dois grupos de indivíduos. Supor que o grau

de gravidade em cometer esse erro é mediano, o nível de significância aqui será estipulado em $\alpha = 5\%$.

Lembrando que esse teste tem como pressuposto que a variável aleatória quantitativa deve seguir distribuição normal para os dois grupos observados da variável qualitativa. Portanto, a partir dos gráficos da Figura 4.10 percebe-se que a perda de peso dos indivíduos submetidos a dieta B estão seguindo um comportamento linear acompanhando a linha vermelha teórica, no entanto, esse mesmo comportamento não é observado para a perda de peso dos indivíduos submetidos a dieta A. O p-valor do teste de Shapiro-Wilk em ambos os grupos são $p - valor_A = 0,0006495$ e $p - valor_B = 0,9912$, ou seja, para a perda de peso dos indivíduos submetidos a dieta B o p-valor é maior do que o nível de significância do teste ($\alpha = 5\%$), a hipótese de normalidade dos dados não é rejeitada. No entanto, para a perda de peso dos indivíduos submetidos a dieta A o p-valor é menor do que o nível de significância do teste ($\alpha = 5\%$), a hipótese de normalidade dos dados é rejeitada. Portanto, nenhum dos dois testes-t para comparação entre médias podem ser utilizado para resolver esse problema, logo, como alternativa será utilizado o teste de Wilcoxon-Mann-Whitney.



(a) Dieta A (b) Dieta B

Figura 4.10: Gráficos quantil-quantil para verificar se a perda de peso segue distribuição normal para indivíduos submetidos a Dieta A e B.

4. **Calcular os valores observados para o teste estatístico a partir dos dados amostrais**: Para realizar o **teste de Wilcoxon-Mann-Whitney** utilizando o `Software R`, a função `wilcox.test` será utilizada e a seguinte linha de comando deve ser executada:

   wilcox.test(dados2\$Perda dados2\$Dieta)

   O argumento da função `wilcox.test` é separado pelo símbolo $\sim$, antes do símbolo $\sim$ é definido o vetor com as observações da variável quantitativa que se tem interesse em realizar o teste de comparação entre médias, após o símbolo $\sim$ é definido o vetor com as observações da variável qualitativa que representa os grupos que serão comparados. Executando essa linha de comando o `Software R` irá retornar o seguinte resultado:

   Wilcoxon rank sum test with continuity correction data: dados2$Perda by dados2$Dieta

W = 44.5, p-value = 0.7052

alternative hypothesis: true location shift is not equal to 0

5. **Verificar se rejeita ou não a hipótese nula** H_0: Observando os valores acima, o p-valor é dado por $p - valor = 0,7052$, como o nível de significância estipulado foi de $\alpha = 0,05$, então $p - valor > \alpha$. Portanto, com 5% de significância, não existem evidências de que a perda de peso média dos indivíduos submetidos a Dieta A e B são diferentes, ou seja, não existe um efeito de dieta na perda de peso dos indivíduos.

4.8.2 Teste de Kruskal-Wallis

Se o interesse for comparar mais de duas populações com relação às suas médias, não paramétricamente o teste de Kruskal-Wallis pode ser utilizado. Para ilustrar o uso desse teste vamos considerar o conjunto de dados "kruskal.xls" (disponível na plataforma Moodle). Esse conjunto de dados se trata da altura, em cm, medidos em plantas adubadas por quatro tipos distintos de adubos. Supor o interesse em verificar o efeito de tipo de adubo (Tipo A, Tipo B, Tipo C e Tipo D) na altura da planta. Seguindo os passos vistos na Seção 4.3 para a construção de testes de hipóteses, tem-se:

1. **Identificar** H_0 **e** H_1: Como o interesse é verificar se a altura da planta é afetada pelo tipo de adubo, tem-se o interesse em testar as seguintes hipóteses,

$$\begin{cases} H_0 : \mu_A = \mu_B = \mu_C = \mu_D \\ H_1 : \text{pelo menos uma das médias é diferente das demais} \end{cases}, \tag{4.29}$$

em que, μ_A é a média da altura da planta adubada pelo adubo do Tipo A; μ_B é a média da altura da planta adubada pelo adubo do Tipo B; μ_C é a média da altura da planta adubada pelo adubo do Tipo C; μ_D é a média da altura da planta adubada pelo adubo do Tipo D.

2. **Escolher o teste estatístico**: Como o interesse aqui é testar a igualdade entre mais de duas médias (4 médias), o teste que será realizado é a **ANOVA-oneway**. Se os pressupostos desse teste não forem atendidos, então, não paramétricamente, pode-se utilizar o **teste de Kruskal-Wallis**.

3. **Fixar o nível de significância** α: Cometer o erro do Tipo I aqui é dizer que, de acordo com a amostra pelo menos uma das médias da altura das plantas adubadas pelos quatro tipos de adubos é diferente das demais, quando na população as médias das alturas das plantas é a mesma para os 4 tipos de adubos. Supor que o grau de gravidade em cometer esse erro é brando, o nível de significância aqui será estipulado em $\alpha = 10\%$.

   Os pressupostos desse teste são três, os resíduos (ε) gerados pelo modelo da ANOVA-oneway devem seguir distribuição normal com média zero, devem ser homocedásticos (variância constante) e devem ser independentes, ou seja:

$$\varepsilon \overset{i.i.d}{\sim} N\left(0, \sigma^2\right). \tag{4.30}$$

   Portanto, de acordo com o gráfico da Figura 4.12 percebe-se que eles não estão seguindo um comportamento linear acompanhando a linha vermelha teórica e como o p-valor do teste de Shapiro-Wilk, $p - valor = 0,02236$, é menor do que o nível de significância do teste ($\alpha = 10\%$), a hipótese de normalidade dos resíduos é rejeitada.

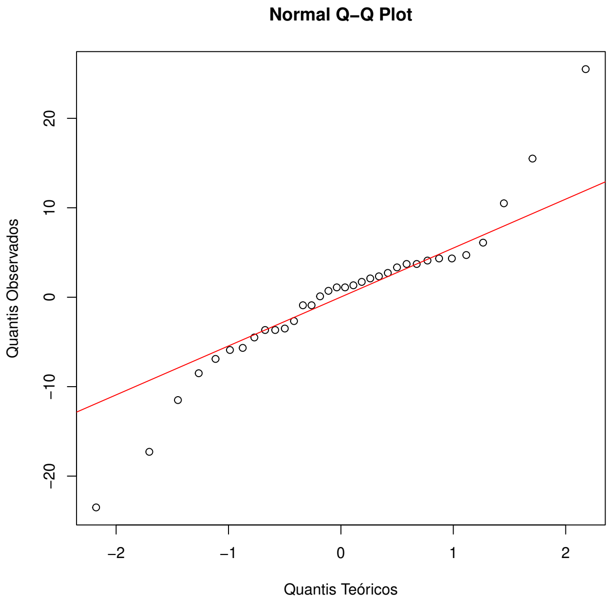


Figura 4.11: Gráficos quantil-quantil para verificar se os resíduos da ANOVA-oneway segue distribuição normal.

Para verificar a homoscedasticidade dos resíduos dois testes de hipóteses podem ser utilizados, o teste de homoscedasticidade de Breusch-Pagan e o teste de homoscedasticidade de Goldfeld-Quandt. O p-valor do teste de Breusch-Pagan é de $p - valor = 0,009634$ e o p-valor do teste de Goldfeld-Quandt é de $p - valor = 0,0001609$. Como esses p-valores são menores do que o nível de significância do teste ($\alpha = 10\%$), a hipótese de homoscedasticidade dos resíduos é rejeitada.

Para verificar a independência dos resíduos o teste de independência de Durbin-Watson pode ser utilizado. O p-valor do teste de Durbin-Watson é de $p - valor = 0,8269$, como esse p-valor é maior do que o nível de significância do teste ($\alpha = 10\%$), a hipótese de independência dos resíduos não é rejeitada.

Como nem todos os pressupostos da ANOVA-oneway forma observados (normalidade e homoscedasticidade), então esse teste não pode ser utilizado para resolver o problema. Portanto, como alternativa será utilizado o teste de Kruskal-Wallis.

4. **Calcular os valores observados para o teste estatístico a partir dos dados amostrais**: Para realizar o **teste de Kruskal-Wallis** utilizando o `Software R`, a função `kruskal` será utilizada. Para utilizar essa função é necessário instalar e carregar o pacote `agricolae`. A seguinte linha de comando deve ser executada para obtermos o p-valor do teste de Kruskal-Wallis:

   K.teste <- kruskal(dados3$Altura,dados3$Adubo) K.teste$statistics

   O primeiro argumento da função `kruskal` corresponde ao vetor com as observações da variável quantitativa que se tem interesse em realizar o teste de Kruskal-Wallis; o segundo argumento corresponde ao vetor com as observações da variável qualitativa que representa os grupos que serão comparados. Veja que o objeto "K.teste" foi criado com as informações obtidas a partir da função `kruskal`, essa sintaxe é obrigatória, pois, se a funçaõ for utilizada sem a criação desse objeto o `Software R` não irá retornar resultado algum. Na segunda linha do programa acima utiliza-se a sintaxe `$statistics` para o `Software R` retornar o p-valor do teste de Kruskal-Wallis. Executando essas linhas de comando o `Software R` irá retornar o seguinte resultado:

Chisq	Df	p.chisq
21.39374	3	8.720269e-05

5. **Verificar se rejeita ou não a hipótese nula** H_0: Observando o resultado acima, o p-valor é dado por $p - valor = 8.720269 \times 10^{-05}$, como o nível de significância estipulado foi de $\alpha = 0,10$, então $p - valor < \alpha$. Portanto, com 10% de significância, existem evidências de que pelo menos uma das médias da altura das plantas é diferente das demais se comparadas com o tipo de adubo utilizado, ou seja, existe um efeito do tipo de adubo na altura da planta.

   Como visto acima, pelo menos uma das médias da altura das plantas é diferente das demais se comparadas com o tipo de adubo utilizado, no entanto não se sabe quais médias se diferem entre si. Para verificar isso é necessário realizar o chamado pós-teste, o pós-teste utilizado aqui será o pós-teste de Kruskal-Wallis. Para realizar esse teste no `Software R` basta executar a seguinte linha de comando (lembrando que o objeto "K.teste" foi criado acima):

   K.teste$groups

   Executando essa linha de comando o `Software R` irá retornar o seguinte resultado:

	dados3$Altura	groups
C	27.625000	a
A	20.350000	b
B	15.388889	b
D	4.571429	c

   Para tirar as conclusões desse pós-teste é necessário observar a primeira coluna dos resultados acima conjuntamente com a coluna `groups`, a primeira coluna corresponde ao grupo de comparação (Adubo A, B, C e D), a coluna `groups` é interpretada conjuntamente com a primeira coluna, em que letras iguais representam grupos iguais e letras diferentes representam grupos diferentes. Portanto, temos as seguintes conclusões: $\mu_C \neq \mu_A$ (letras diferentes "a" e "b"); $\mu_C \neq \mu_B$ (letras diferentes "a" e "b"); $\mu_C \neq \mu_D$ (letras diferentes "a" e "c"); $\mu_A = \mu_B$ (letras iguais "b"); $\mu_A \neq \mu_D$ (letras diferentes "b" e "c"); $\mu_B \neq \mu_D$ (letras diferentes "b" e "c").

4.8.3 Testes de Correlação de Spearman e Kendall

Se o interesse for verificar se duas variáveis quantitativas estão correlacionadas, não paramétricamente os testes de Spearman e Kendall podem ser utilizados. Supor o interesse em verificar se o peso e a glicemia de certos indivíduos estão correlacionadas. Para isso foi medido o peso e a glicemia de 10 indivíduos. Para a entrada do conjunto de dados no `Software R` a função `c` foi utilizada para a criação dos vetores contendo os valores do peso e da glicemia desses indivíduos, como segue:

peso <- c(56,58,70,72,81,92,95,100,104,112)
glicemia <- c(71,78,79,85,85,102,110,176,181,318)

Seguindo os passos vistos na Seção 4.3 para a construção de testes de hipóteses, tem-se:

1. **Identificar H_0 e H_1**: Como o interesse é verificar se o peso esta correlacionado com a glicemia dos indivíduos estudados, tem-se o interesse em testar as seguintes hipóteses,

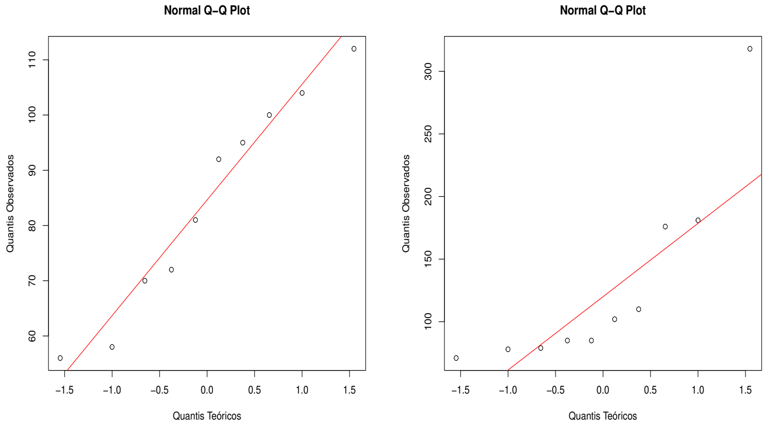
$$\begin{cases} H_0 : \rho = 0 \\ H_1 : \rho \neq 0 \end{cases}, \tag{4.31}$$

ou seja, tem-se o interesse em verificar se o coeficiente de correlação ρ é igual ou diferente de zero. Se o coeficiente de correlação for diferente de zero há indícios de que as duas variáveis quantitativas estão correlacionadas, caso contrário ($\rho = 0$) as duas variáveis quantitativas não estão correlacionadas.

2. **Escolher o teste estatístico**: Como o interesse aqui é testar a correlação entre duas variáveis quantitativas, o teste que será realizado é o **Teste de Correlação de Pearson**. Se os pressupostos desse teste não forem atendidos, então, não paramétricamente, pode-se utilizar os **testes de Spearman e Kendall**.

3. **Fixar o nível de significância** α: Cometer o erro do Tipo I aqui é dizer que, de acordo com a amostra o peso está correlacionado com a glicemia dos indivíduos estudados, quando na população as duas variáveis não estão correlacionada. Supor que o grau de gravidade em cometer esse erro é mediano, o nível de significância aqui será estipulado em $\alpha = 5\%$.

   Lembrando que esse teste tem como pressuposto que as duas variáveis aleatórias que serão correlacionadas devem seguir distribuição normal. Portanto, a partir dos gráficos da Figura 4.12 percebe-se que o peso dos indivíduos estão seguindo um comportamento linear acompanhando a linha vermelha teórica, no entanto, esse mesmo comportamento não é observado para a glicemia desses indivíduos. O p-valor do teste de Shapiro-Wilk para as duas variáveis são $p - valor_p = 0,6061$ e $p - valor_g = 0,002768$, ou seja, para o peso dos indivíduos o p-valor é maior do que o nível de significância do teste ($\alpha = 5\%$), a hipótese de normalidade dos dados não é rejeitada. No entanto, para a glicemia dos indivíduos o p-valor é menor do que o nível de significância do teste ($\alpha = 5\%$), a hipótese de normalidade dos dados é rejeitada. Portanto, o teste de correlação de Pearson não pode ser utilizado para resolver esse problema, logo, como alternativa serão utilizados os testes de correlação de Spearman e Kendall.



(a) Peso (b) Glicemia

Figura 4.12: Gráficos quantil-quantil para verificar se o peso e a glicemia dos indivíduos estudados seguem distribuição normal.

4. **Calcular os valores observados para o teste estatístico a partir dos dados amostrais**: Para realizar os **Testes de Correlação de Spearman e Kendall** utilizando o `Software R`, a função `cor.test` será utilizada e as seguintes linhas de comando devem ser executadas:

   cor.test(peso,glicemia,method="spearman")

   cor.test(peso,glicemia,method="kendall")

   Os dois primeiros argumentos da função `cor.test` são os vetores contendo os dados das variáveis aleatórias quantitativas em que se tem o interesse em verificar se há a correlação; no argumento `method` é definido o tipo de teste de correlação que será utilizado, nesse caso os testes são o de Spearman e Kendall. Executando essa linha de comando o `Software R` irá retornar os seguintes resultados:

   Spearman's rank correlation rho

   data: peso and glicemia

   S = 0.50076, p-value = 3.698e-10

   alternative hypothesis: true rho is not equal to 0

   sample estimates:

   rho

   0.9969651

   Kendall's rank correlation tau

   data: peso and glicemia

   z = 3.9513, p-value = 7.772e-05

   alternative hypothesis: true rho is not equal to 0

   sample estimates:

   tau

   0.9888265

5. **Verificar se rejeita ou não a hipótese nula** H_0: Observando os valores acima, o p-valor do teste de Spearman é dado por $p - valor = 3,698 \times 10^{-10}$ e o p-valor do teste de Kendall é dado por $p - valor = 7,772 \times 10^{-5}$, como o nível de significância estipulado foi de $\alpha = 0,05$, então $p - valor < \alpha$ para ambos os testes. Portanto, com 5% de significância, existem evidências de que o peso esta correlacionado com a glicemia dos indivíduos estudados. Observar que os p-valor do teste de Kendall é menor se compardo com o p-valor do teste de Spearman, isso ocorre pois o teste de Kendall é mais rigoroso na rejeição da hipótese nula de que há uma correlação entre as duas variáveis quantitativas, ou seja, o teste de Kendall é mais rigoroso na conclusão de que há uma correlação entre as variáveis. Portanto o uso do teste de Kendall é indicado quando há a necessidade de ser mais rigoroso na rejeição da hipótese nula (quando se estipula um nível de significância de 1%, por exemplo).

4.8.4 Teste Qui-quadrado de Associação

Se o interesse for verificar se duas variáveis qualitativas estão associadas, paramétricamente, pode-se utilizar a regressão logística. Como a regressão logística envolve um ferramental estatístico mais avançado, sua aplicação não será abordada nesse texto. No entanto, não paramétricamente pode-se utilizar o **Teste Qui-quadrado de Associação**.

Considerando o conjunto de dados "Dieta.xlsx" (disponível na plataforma Moodle). Supor o interesse em verificar se a variável Tipo de Dieta está associada com a variável Hipertensão, ou seja, o interesse é verificar se o tipo de dieta influência na cura da hipertensão. Seguindo os passos vistos na Seção 4.3 para a construção de testes de hipóteses, tem-se:

1. **Identificar H_0 e H_1**: Como o interesse é verificar se o tipo de dieta está associada com a Hipertensão, tem-se o interesse em testar as seguintes hipóteses,

$$\begin{cases} H_0 : \text{Não há associação entre as variáveis} \\ H_1 : \text{Há associação entre as variáveis} \end{cases} . \tag{4.32}$$

2. **Escolher o teste estatístico**: Paramétricamente esse problema poderia ser resolvido utilizando a regressão logística, mas como esse assunto não foi abordado nesse texto, então o teste que será utilizado é o teste não paramétrico Qui-quadrado de Associação.

3. **Fixar o nível de significância** α: Cometer o erro do Tipo I aqui é dizer que, de acordo com a amostra o tipo de dieta está associada com a Hipertensão, quando na população essas variáveis não estão associadas. Supor que o grau de gravidade em cometer esse erro é grave, o nível de significância aqui será estipulado em $\alpha = 1\%$.

4. **Calcular os valores observados para o teste estatístico a partir dos dados amostrais**: Para realizar o **teste qui-quadrado de associação** utilizando o `Software R`, a função `chisq.test` será utilizada e a seguinte linha de comando deve ser executada:

   chisq.test(table(dados$Dieta,dados$Hipertensao))

   O argumento da função `chisq.test` é a tabela de frequências cruzadas contendo as variáveis qualitativas que serão associadas. Executando essa linha de comando o `Software R` irá retornar o seguinte resultado:

Pearson's Chi-squared test with Yates' continuity correction

data: table(dados$Dieta, dados$Hipertensao)

X-squared = 8.0476, df = 1, p-value = 0.004556

5. **Verificar se rejeita ou não a hipótese nula** H_0: Observando os valores acima, o p-valor é dado por $p - valor = 0,004556$, como o nível de significância estipulado foi de $\alpha = 0,1$, então $p - valor < \alpha$. Portanto, com 1% de significância, existem evidências de que o tipo de dieta está associada com a Hipertensão, ou seja, o tipo de dieta influência na cura da hipertensão.