



Bioestatística quantitativa aplicada

Edison Capp
Otto Henrique Nienov
Organizadores

Caroline Darski
Charles Francisco Ferreira
Cristiana Palma Kuhl
Fernanda Dapper Machado
Fernanda Vargas Ferreira
Hellen Meiry Grosskopf Werka
Johanna Ovalle Diaz
Marina Petter Rodrigues
Michele Strelow Moreira
Nadine de Souza Ziegler
Paula Barros Terraciano
Pedro Henrique Comerlato
Sinara Santos

Universidade Federal do Rio Grande do Sul
Faculdade de Medicina
Programa de Pós-Graduação em Ciências da Saúde:
Ginecologia e Obstetrícia

Bioestatística Quantitativa Aplicada

Porto Alegre 2020
UFRGS

U58b Universidade Federal do Rio Grande do Sul. Faculdade de Medicina. Programa de Pós-Graduação em Ciências da Saúde: Ginecologia e Obstetrícia Bioestatística quantitativa aplicada/ Universidade Federal do Rio Grande do Sul; organizadores: Edison Capp e Otto Henrique Nienov – Porto Alegre: UFRGS, 2020.

260p.

ISBN: 978-65-86232-43-1

E-Book: 978-65-86232-44-8

1. Epidemiologia e Bioestatística 2. Estatística 3. SPSS I. Capp, Edison, org. II. Nienov, Otto Henrique, org. III Título.

NLM: WA950

DADOS INTERNACIONAIS DE CATALOGAÇÃO NA PUBLICAÇÃO (CIP)
(Bibliotecária Shirlei Galarça Salort – CRB10/1929)

Endereço:

PPG em Ciências da Saúde: Ginecologia e Obstetrícia

FAMED – UFRGS

Rua Ramiro Barcellos, 2400/2º andar

CEP 900035-003 – Porto Alegre – RS

Telefone: +55 51 3308 5607

E-mail: ppggo@ufrgs.br

Editoração e diagramação: Edison Capp

Capa: Edison Capp, imagens: www.freepik.com/starline

Edison Capp
Otto Henrique Nienov
Organizadores

Caroline Darski
Charles Francisco Ferreira
Cristiana Palma Kuhl
Fernanda Dapper Machado
Fernanda Vargas Ferreira
Hellen Meiry Grosskopf Werka
Johanna Ovalle Diaz
Marina Petter Rodrigues
Michele Strelow Moreira
Nadine de Souza Ziegler
Paula Barros Terraciano
Pedro Henrique Comerlato
Sinara Santos

6 Métodos estatísticos para desfechos qualitativos

*Pedro Henrique Comerlato
Sinara Santos
Nadine Ziegler
Edison Capp
Otto Henrique Nienov*

As variáveis qualitativas ou categóricas não possuem valor numérico, mas são definidas através de categorias, classificando indivíduos, objetos, animais. Como visto no capítulo 1, as variáveis qualitativas podem ser divididas em nominais (aquelas em que não existe ordenação entre as categorias, como cor dos olhos, cor da pele, etc) ou ordinais (aquelas em que existe uma ordenação entre as categorias, como classe social, escolaridade, etc).

Análise de dados categóricos para uma variável

Existem situações em que o objetivo do pesquisador é verificar se existem diferenças significativas na distribuição de frequência entre as categorias de uma mesma variável. Neste caso, precisamos considerar dois aspectos: 1) o número de categorias de resposta da variável e 2) o tamanho da amostra. Lembre-se que, se a variável apresenta somente duas categorias de resposta, independente se ordinal ou nominal, esta é dicotômica. Desta forma, quando a variável apresenta duas categorias e se deseja analisar a distribuição de frequência entre as categorias de resposta em uma amostra pequena (< 25 casos), recomenda-se o uso do teste Binomial. Por outro lado, quando se tem uma amostra maior (≥ 25 casos), independente do número de categorias de resposta da variável, recomenda-se o uso do teste de Qui-quadrado para proporção (ou de aderência).

Para exemplificar o teste Binomial, no “Banco de dados 3 Resolvido.sav” (disponível em <https://bit.ly/bancosdedados>) vamos verificar se existe diferença entre a distribuição das categorias da variável “Sexo”. Para isso, vamos supor que o banco de dados

apresente apenas 20 casos. Clique em "Analisar", "Testes não paramétricos", "Caixas de diálogo legadas" e, em seguida, selecione "Binômio...". Na janela "Teste binomial", selecione a variável "Sexo" na tela da esquerda e a insira, com o auxílio do botão da seta, para a "Lista de variável de teste". Na opção "Proporção de teste", o pesquisador pode editar o valor de proporção que deseja confrontar. Caso o pesquisador não tenha informações suficientes para alterar a proporção testada, recomenda-se deixar o valor de 50% (0,5), que admite como H_0 a igualdade de distribuição entre as categorias da variável. Clique em "Exato..." e, na janela "Testes exatos", selecione a opção "Monte Carlo". Esta opção realiza os testes exatos ao invés dos assintóticos, que são uma aproximação. Por fim, clique em "Continuar" e, em "Ok" ou "Colar".

No arquivo de saída, teremos apenas um quadro (*Binomial Test*) que apresenta informações sobre as categorias da variável, a frequência absoluta (N), a proporção observada, a proporção testada (0,5) e o p-valor associado ao teste bicaudal (*Exact Sig 2-tailed*). Conforme o resultado do teste Binomial, existe diferença significativa na distribuição de proporção entre as categorias de resposta da variável "Sexo" ($p < 0,001$), devendo o pesquisador rejeitar a H_0 de que a distribuição de proporção é igual entre as categorias. Ou seja, a proporção de casos do sexo masculino ($n = 95, 21,0\%$) e do sexo feminino ($n = 367, 79,0\%$) na amostra é significativamente diferente ($p < 0,001$).

Para o teste do Qui-quadrado de proporção, utilizando o mesmo banco de dados, vamos verificar se existe diferença na distribuição de proporção entre as categorias da variável "Grau de Obesidade". No menu "Analisar", "Testes não paramétricos", "Caixas de diálogo legadas", selecione a opção "Qui-quadrado...". Na janela "Teste do Qui-quadrado", selecione na tela da esquerda a variável "Grau de obesidade" e a insira, com o auxílio do botão da seta, na "Lista de variável de teste". Clique em "Exato..." e selecione a opção "Monte Carlo". Em seguida, clique em "Continuar" e, por fim, em "Ok" ou "Colar".

Na primeira tabela informada no arquivo de saída, temos a frequência absoluta observada (N) para as categorias da variável "Grau de obesidade", a frequência absoluta esperada (assumindo

proporções iguais entre as categorias) e o resíduo (valor residual). O resíduo representa a diferença entre os valores observados e esperados. No segundo quadro (*Test Statistics*), é apresentado o resultado do teste do Qui-quadrado, o grau de liberdade (df) e o p-valor do teste (*Asymp. Sig.*). O grau de liberdade representa o número de informações independentes sobre uma estatística e é obtido por: (número de linhas da tabela de contingência – 1) x (número de colunas da tabela de contingência – 1). O resultado do teste indica que existe diferença significativa na distribuição de proporção entre as categorias da variável ($p < 0,001$). Além disso, no mesmo quadro, no item a., o SPSS indica que zero (0) células têm valor esperado menor que 5 sujeitos, ou seja, o pressuposto para aplicação do teste do Qui-quadrado foi atendido.

Mesmo para amostras maiores que 25 casos em variáveis dicotômicas, em que uma das categorias apresenta frequência relativa observada menor que 20% do valor esperado ou frequência absoluta menor que 5, é recomendado o teste Binomial. Quando a variável testada apresenta mais de duas categorias de resposta, independente do tamanho da amostra, a opção de análise é o teste do Qui-quadrado para proporção. No entanto, se alguma das categorias de resposta apresentar frequência absoluta menor que 5, devido amostragem pequena, recomenda-se reduzir o número de categorias de resposta ou dicotomizar a variável.

Análise de dados categóricos para duas variáveis

Quando o interesse do pesquisador é avaliar a associação entre duas variáveis categóricas, ou realizar uma comparação de uma variável categórica entre dois (ou mais) grupos, ou ainda, verificar se a amostra apresenta as mesmas proporções de outro estudo, utilizamos os testes de Qui-quadrado (X^2) de associação, heterogeneidade e de ajustamento, respectivamente. O teste de Qui-quadrado é um teste não paramétrico, ou seja, não depende dos parâmetros populacionais, como média e variância. O teste baseia-se na comparação das proporções, isto é, as possíveis divergências entre as frequências observadas e esperadas para um certo evento. No SPSS, os comandos para a realização dos testes de associação e heterogeneidade são os mesmos. O teste de ajustamento é encontrado nos testes não paramétricos. O

quadro 1 apresenta as hipóteses dos testes de Qui-quadrado de associação, heterogeneidade e de ajustamento.

Quadro 1. Hipóteses dos testes de Qui-quadrado de associação, heterogeneidade e de ajustamento.

Teste	Hipóteses
Teste de Qui-quadrado de independência ou associação (estudos transversal e de coorte)	H_0 : As variáveis são independentes/ não estão associadas.
	H_A : As variáveis não são independentes/estão associadas.
Teste de Qui-quadrado de comparação de proporção ou de heterogeneidade (estudo caso-controle)	H_0 : A proporção das respostas é a mesma entre os grupos.
	H_A : A proporção das respostas é diferente entre os grupos.
Teste de Qui-quadrado de ajustamento ou aderência	H_0 : As proporções observadas se ajustam às proporções esperadas.
	H_A : As proporções observadas não se ajustam às proporções esperadas.

O teste é utilizado para verificar se a frequência com que um determinado evento é observado se desvia significativamente ou não da frequência com que é esperado. Ou, ainda, para comparar a distribuição de diversos eventos em diferentes amostras, a fim de avaliar se as proporções observadas destes eventos mostram ou não diferenças significativas ou se as amostras diferem significativamente quanto às proporções desses eventos.

No teste de Qui-quadrado, aspectos como o tamanho da amostra e o número de categorias de resposta da variável, influenciam a escolha do teste estatístico (Quadro 2). Uma opção para analisar a associação entre duas variáveis qualitativas em escala de medida nominal de grupos independentes é o teste do Qui-quadrado de Pearson, que exige variáveis dicotômicas, resultando em uma tabela de contingência 2x2. Quando temos uma tabela de contingência 2x2, o teste do Qui-quadrado de Pearson tende a produzir valores significativos que são muito pequenos e podem levar ao erro do tipo I. Portanto, existe uma correção de teste, a correção de continuidade de Yates. Outra opção para o teste do Qui-

quadrado de Pearson é a estatística de Razão de Verossimilhança (*Likelihood Ratio*), que é baseada na teoria de Verossimilhança, ou seja, na razão das frequências observadas para as esperadas e é indicado quando a amostra é pequena. Caso a variável qualitativa esteja em escala de medida ordinal e apresente mais de duas categorias de resposta, a opção de teste é a de associação de tendência linear. Porém, quando a amostra é pequena e se observa percentual maior que 25% de células com tamanho menor que 5 sujeitos esperados, recomenda-se o teste Exato de Fisher.

Quadro 2. Regra para encontrar o p -valor da tabela do teste de Qui-quadrado.

Primeiro, temos que olhar o percentual de células com tamanho menor que 5 sujeitos esperados.	
Se o percentual for maior que ou igual a 25%, devemos olhar para o teste Exato de Fisher (<i>Exact Sig 2-sided</i>).	
Se o percentual for menor que 25%	E tivermos uma tabela de contingência 2x2, devemos olhar para o teste de correção de continuidade de Yates (<i>Asymp. Sig. 2-sided</i>).
	E tivermos uma tabela de contingência diferente de 2x2, devemos olhar para o teste de Qui-quadrado de Pearson (<i>Asymp. Sig. 2-sided</i>).

Teste de Qui-quadrado de associação

O teste de Qui-quadrado de associação (ou independência) é realizado em estudos com delineamento transversal ou de coorte. Neste caso, conhecemos de antemão o tamanho amostral final, mas não a quantidade de sujeitos em cada categoria do nosso desfecho. Semelhante ao teste de proporção, o teste de associação é baseado na comparação entre os valores observados e os valores esperados.

Para exemplificar, vamos verificar se a variável "Sexo" está associada com a variável "Hipertensão", no "Banco de dados 3 Resolvido.sav". No menu "Analisar", "Estatísticas descritivas", clique em "Tabela de referência cruzada...". Insira a variável desfecho em "Coluna(s)", no caso "Hipertensão", e a variável independente em "Linha(s)", no caso "Sexo". Utilize o botão de seta para inseri-las. Clique em "Exato..." e selecione "Monte Carlo". Em seguida, clique

em "Continuar". Clique em "Estatísticas..." e em "Qui-quadrado". Esta é a opção para pedir que ele realize o teste de X^2 . Em seguida, clique em "Continuar". Clique em "Células...", marque "Observado" em "Contagens", selecione "Linha", "Coluna" e "Total" em "Porcentagens", e "Padronizado ajustado" em "Residuais". Em seguida, clique em "Continuar". Por fim, clique em "Ok" ou "Colar".

No arquivo de saída, na primeira tabela (*Case Processing Summary*), temos as frequências absoluta (N) e relativa (percentual) dos casos válidos, omissos e total. Na segunda tabela, é apresentada a tabela de contingência, neste caso, no formato 2x2. Podemos observar que 78,6% ($n = 363$) dos obesos da amostra são hipertensos, independente do sexo, e a maioria da amostra é composta pelo sexo feminino ($n = 367$, 79,4%). Dentre os hipertensos, 77,4% ($n = 281$) são do sexo feminino. Se formos observar os sexos separadamente, 86,3% ($n = 82$) dos homens são hipertensos, enquanto que 76,6% das mulheres são hipertensas.

Com base nestes dados, será que a hipertensão está associada ao sexo? Para responder esta pergunta, precisamos olhar para o p -valor (Quadro 2) que consta na terceira tabela (*Chi-Square Tests*) do arquivo de saída.

Neste exemplo, temos menos de 25% das células com tamanho menor que 5 sujeitos esperados e uma tabela de contingência 2x2. Portanto, devemos considerar o valor de p expresso pelo teste de correção de continuidade de Yates, que foi igual a 0,054. Essas proporções, em nível de associação global, não são significativamente diferentes conforme o teste de correção de continuidade de Yates. Consideramos este valor de p como sendo limítrofe para associação.

Resíduo padronizado ajustado

Além de considerarmos o p -valor do teste, precisamos avaliar os resíduos ajustados na associação das variáveis. Desta forma, verificada a associação global entre as variáveis pelo teste do Qui-quadrado, pode-se verificar se há associação local entre as categorias, olhando-se os resíduos ajustados. O resíduo de uma célula é o valor observado menos o valor esperado, dividido

por uma estimativa do seu erro padrão. O resíduo padronizado resultante é expresso em unidades de desvio padrão acima ou abaixo da média. Quanto maior for o resíduo ajustado, maior a associação entre as categorias.

O resíduo ajustado tem distribuição normal com média zero e desvio padrão igual a 1. Desta forma, caso o resíduo ajustado seja maior que 1,96, em valor absoluto, pode-se dizer que há evidências de associação significativa entre as duas categorias naquela casela (tabela de contingência). Olhando para os resíduos ajustados do exemplo, observamos que os maiores valores (positivos) indicam associação entre sexo masculino e ser hipertenso (2,1), bem como há associação entre sexo feminino e não ser hipertenso (2,1). Porém, precisamos lembrar que pelo teste de correção de continuidade de Yates, não há associação entre sexo e hipertensão ($p = 0,054$).

Os resultados das análises podem ser apresentados no formato de tabela (Tabela 1). Esta tabela deve conter todas as informações necessárias para sua compreensão. O título deve descrever o conteúdo da tabela, bem como a forma de apresentação dos dados. O corpo da tabela é composto por linhas e colunas. Nas linhas encontram-se as variáveis de estudo (variáveis dependentes) e nas colunas os grupos (variáveis independentes) e o p-valor. No rodapé, coloca-se as notas da tabela, como abreviações, nível de significância e teste estatístico utilizados.

Tabela 1. Comparação da frequência de hipertensão entre os sexos. Os números são apresentados como números absolutos e porcentagens para variáveis qualitativas. As unidades de medida e número de pacientes são apresentadas com as variáveis correspondentes.

	Sexo masculino (n = 95)	Sexo feminino (n = 367)	p-valor
HAS (n, %)	82 (86,3)	281 (76,6)	0,054 (a)

HAS, hipertensão arterial; n = número absoluto.

*Significância estatística considerada de $p \leq 0,050$; (a) Teste de correção de continuidade de Yates.

O teste de Qui-quadrado apresenta algumas limitações, conforme comentado anteriormente. Principalmente em amostras pequenas, onde o erro do valor de Qui-quadrado é alto, este deverá ser substituído pelo teste exato de Fisher quando o percentual de células com tamanho menor que 5 sujeitos esperados for igual a ou maior que 25%. Por exemplo, na tabela de teste de Qui-quadrado, no arquivo de saída, constará uma mensagem no rodapé que nos informará da existência de uma (ou mais) célula(s) com valor esperado menor que 5. Neste caso, é preferível usar o teste exato de Fisher. Outra solução, seria realizar a análise para todas as categorias exceto a categoria com valor esperado menor que 5, usando a função "Selecionar casos" em "Dados". Ou então, caso haja grande número de categorias na variável, poderia-se recodificar a variável em menor número de categorias, utilizando a função "Transformar".

Teste de Qui-quadrado de homogeneidade

O teste de Qui-quadrado de homogeneidade é utilizado nos estudos do tipo caso-controle ou em estudos em que o tamanho amostral de cada grupo foi pré-estabelecido antes do momento da coleta. Lembre-se que os comandos para a realização desse teste são os mesmos encontrados no teste de Qui-quadrado de associação. A diferença é na interpretação dos resultados.

Teste de Qui-quadrado de ajustamento

O teste de Qui-quadrado de ajustamento (ou aderência) é usado quando queremos verificar se a proporção encontrada em nossa amostra é igual a uma proporção referencial (baseado em algum livro, artigo, teoria). Para exemplificar, vamos utilizar dados fictícios de um experimento utilizando como referência a experiência de hereditariedade com ervilhas de cheiro (*Pisum sativa*) de Gregor Johan Mendel.

Em seus experimentos, Mendel utilizou apenas plantas de linhagens puras e realizou uma série de cruzamentos. Como resultado desses cruzamentos, Mendel estabeleceu a teoria genética simples que sugere que o resultado de um determinado cruzamento com ervilha seria constituído por descendentes de três

tipos, denotados por "AA", "aa" e "Aa" com probabilidades de $\frac{1}{4}$, $\frac{1}{4}$ e $\frac{1}{2}$, respectivamente. Um pesquisador realizou um experimento similar e encontrou as frequências absolutas de descendentes em 1000 ervilhas descritas no quadro 3. Mas, será que os resultados observados no experimento se ajustam aos achados encontrados pela teoria de Mendel?

Quadro 3. Contagens de descendentes relatadas em experimento com 1000 ervilhas.

Categoria	Gene	Frequência absoluta (n)
1	"AA"	194
2	"aa"	279
3	"Aa"	527
Total		1000

O primeiro passo é contruir o banco de dados no SPSS a partir dos dados fornecidos na tabela. Na planilha "Visualização da variável", crie uma variável que identifique os grupos, por exemplo, variável "Gene", e informe as categorias descritas no quadro: 1 = "AA", 2 = "aa" e 3 = "Aa", sendo esta do tipo nominal. Em seguida, crie uma variável "Peso", do tipo escala, onde iremos inserir os valores absolutos das categorias. Para a construção deste banco, vamos utilizar a função "Ponderar casos...", no menu "Dados". A função permite criarmos uma replicação simulada e, assim, não precisamos informar as 1000 linhas no banco de dados. Indicadas as variáveis do banco de dados, informe as categorias e os pesos de cada categoria na planilha de "Visualização de dados".

Com os dados inseridos, vamos ponderar os casos. Clique em "Dados", "Ponderar casos...". Na janela "Ponderar casos", selecione a opção "Ponderar casos por" e selecione, com o auxílio do botão da seta, a variável "Peso". Clique em "Ok" ou "Colar". Após, realizamos o teste de Qui-quadrado de ajustamento na seção não paramétrica. No menu "Analisar", "Testes não paramétricos", clique em "Uma amostra...". Na janela "Testes não paramétricos de uma amostra", na aba "Objetivo", selecione "Customizar análise". Na aba "Campos", insira a variável "Gene" dentro da tela "Testar campos". Na aba "Configurações", clique em "Customizar testes" e selecione a

opção “Comparar probabilidades observadas às hipotetizadas (teste Chi-Quadrado)”. Clique em “Opções...”. Selecione “Customizar probabilidade esperada” e na tabela “Probabilidades esperadas”, digite a categoria e a probabilidade esperada: categoria 1 (AA): $\frac{1}{4}$ (0,25); categoria 2 (aa): $\frac{1}{4}$ (0,25) e; categoria 3 (Aa): $\frac{1}{2}$ (0,50). Clique em “Ok” e, em seguida, em “Executar” ou “Colar”.

No resultado do teste de Qui-quadrado de ajustamento (*Hypothesis Test Summary*), a comparação com a proporção esperada, ou seja, de 25%, 25% e 50%, foi significativa ($p < 0,001$). Concluímos assim, que os valores observados diferem estatisticamente dos valores esperados. Como o próprio teste indica, rejeita-se a H_0 de que as proporções observadas se ajustam às proporções esperadas. Ao realizarmos uma análise de frequência, observa-se que as três categorias no estudo possuem os seguintes percentuais: “AA” = 19,4%, “aa” = 27,9% e “Aa” = 52,7%, ou seja, são diferentes da proporção esperada de 25%, 25% e 50%.

O SPSS ainda possibilita produzir outras análises estatísticas complementares a análise de teste do Qui-quadrado, que nos indica somente a existência ou não de associação. Estes complementos nos indicam a força e a direção desta associação.

Complementos para variáveis nominais

Para variáveis nominais é possível selecionar Coeficiente de Contingência, F_i (coeficiente) e V de Cramer, Λ (lambdas simétricos e assimétricos e tau de Goodman e Kruskal), e Coeficiente de Incerteza.

F_i e V de Cramer

O F_i e o V de Cramer são medidas do grau de associação entre duas variáveis categóricas. O F_i é uma medida de associação baseada em Qui-quadrado que envolve dividir a estatística Qui-quadrado pelo tamanho da amostra e obter a raiz quadrada do resultado, e é utilizado em tabelas de contingência 2×2 . O V de Cramer é uma medida de associação baseada em Qui-quadrado e é utilizado quando uma das variáveis apresenta mais de duas categorias de resposta. Se uma das duas variáveis categóricas apresenta mais do que duas categorias, o V de Cramer é mais adequado do que o

Fi. Para ambos os testes, os valores são analisados em um intervalo entre 0 e 1, onde o valor 1 indica a máxima relação entre as variáveis e 0 a ausência de relação. Há indicações para considerar como significativos valores de $p \leq 0,010$.

Coefficiente de contingência

O Coeficiente de Contingência é uma medida de associação com base em Qui-quadrado e também é utilizada para medir a força da relação entre as variáveis, porém é mais conservador, o que leva a produzir valores inferiores ao Fi e ao V de Cramer. O valor obtido também varia entre 0 e 1, onde 0 indica nenhuma associação entre as variáveis e valores próximos a 1 indicam alto grau de associação entre as variáveis de linha e de coluna. O valor máximo possível depende do número de linhas e de colunas em uma tabela. Há indicações para considerar como significativos valores de $p \leq 0,010$.

Lambda

O Lambda é a medida do teste de Goodman e Kruskal e indica a redução proporcional no erro obtido quando valores da variável independente são usados para prever valores da variável dependente, ou seja, quando uma variável é utilizada para prever a outra. Um valor de 1 significa que uma variável prevê perfeitamente a outra, e um valor de 0 indica a ausência da capacidade de previsão.

Coefficiente de Incerteza

O Coeficiente de Incerteza também é uma medida de associação que indica a redução proporcional de erro quando os valores de uma variável são utilizados para prever valores da outra variável. Por exemplo, um valor de 0,78 indica que o conhecimento de uma variável reduz em 78% o erro ao prever valores da outra variável. O SPSS fornece ambas as versões simétrica e assimétrica do coeficiente de incerteza.

Complementos para variáveis ordinais

Para tabelas nas quais as linhas e colunas apresentam valores ordenados, podemos utilizar Gama (ordem zero para tabelas de dois fatores e condicional para tabelas de 3 a 10 fatores), Tau-b de Kendall e Tau-c de Kendall. Para categorias de coluna de predição a partir de categorias de linha, utilize d de Somers.

Gama

O Gama é uma medida de associação simétrica entre duas variáveis ordinais que varia entre -1 e 1. Valores próximos de 1 indicam um relacionamento forte entre duas variáveis; valores próximos de -1 indicam um relacionamento forte inverso entre duas variáveis; valores próximos a 0 indicam pouco ou nenhum relacionamento. Para tabelas de duas vias, gamas de ordem zero são exibidas. Para tabelas de 3 a "n" vias, gamas condicionais são exibidas.

d de Somers

O d de Somers é utilizado como medida de associação entre duas variáveis ordinais que varia de -1 a 1. Os valores próximos de 1 indicam um forte relacionamento entre as duas variáveis; valores próximos de -1 indicam um relacionamento forte inverso entre duas variáveis; valores próximos a 0 indicam pouco ou nenhum relacionamento. O d de Somers é uma extensão assimétrica de Gamma que difere apenas na inclusão do número de pares não relacionados à variável independente. Uma versão simétrica dessa estatística também é calculada.

Tau-b de Kendall

O Tau-b de Kendall é uma medida de correlação não paramétrica para duas variáveis ordinais. O sinal do coeficiente indica a direção do relacionamento e seu valor absoluto indica a intensidade, com os valores absolutos maiores indicando os relacionamentos mais fortes. Os valores possíveis variam de -1 a 1, mas um valor de -1 ou 1 pode ser obtido apenas a partir de tabelas de contingência 2x2.

Tau-c de Kendall

O Tau-c de Kendall é uma medida de associação não paramétrica entre uma variável ordinal e outra nominal. O sinal do coeficiente indica a direção do relacionamento e seu valor absoluto indica a intensidade, com os valores absolutos maiores indicando os relacionamentos mais fortes. Os valores possíveis variam de -1 a 1, mas um valor de -1 ou 1 pode ser obtido apenas a partir de tabelas de contingência 2x2.

Complementos para variáveis nominais por intervalo

Quando uma variável é categórica e a outra é quantitativa, selecione a opção Eta. A variável categórica deve ser codificada de forma numérica.

Eta

A opção Eta é recomendada para analisar a relação entre uma variável nominal e uma intervalar (quantitativa). Trata-se de uma medida de associação que varia de 0 a 1, com 0 indicando nenhuma associação entre as variáveis de linha e de coluna e valores próximos de 1 indicando um alto grau de associação. O Eta é apropriado para uma variável dependente medida em uma escala de intervalo e uma variável independente com um número limitado de categorias. Dois valores de Eta são obtidos: um aborda a variável de linha como a variável de intervalo, e o outro aborda a variável de coluna como a variável de intervalo.

Estatísticas de Cochran e Mantel-Haenszel

As estatísticas de Cochran e Mantel-Haenszel podem ser utilizadas para testar a independência entre uma variável de fator dicotômico e uma variável de resposta dicotômica, condicional aos padrões de covariáveis definidos por uma ou mais variáveis de camada (controle). Enquanto outras estatísticas são calculadas camada por camada, as estatísticas de Cochran e Mantel-Haenszel são calculadas uma vez para todas as camadas.

Variáveis ordinais com mais de duas categorias

Teste U de Mann-Whitney

O teste U de Mann-Whitney é uma opção interessante quando o pesquisador pretende comparar o comportamento de uma variável qualitativa ordinal com mais de duas categorias de resposta entre dois grupos independentes. Para exemplificar, no " Banco de dados 3 Resolvido.sav", vamos verificar se existe diferença entre os sexos (variável "Sexo") quanto ao grau de obesidade (variável "Grau de obesidade").

No menu "Analisar", "Testes não paramétricos", "Caixas de diálogo legadas", clique em "2 amostras independentes...". Na caixa de diálogo "Testes de duas amostras independentes", insira na "Lista de variável teste" a variável qualitativa em escala ordinal "Grau de obesidade" e, em "Variável de agrupamento", insira a variável qualitativa dicotômica "Sexo" que divide os grupos de comparação. Clique na opção "Definir grupos...". Na janela "Duas amostras independentes", insira os códigos numéricos que definem os grupos: 1 = sexo masculino e 2 = sexo feminino. Clique em "Continuar". Retornando a caixa de diálogo principal, certifique-se de que em "Tipo de teste", o teste "U de Mann-Whitney" esteja selecionado. Clique em "Exato...". Selecione "Monte Carlo". Em seguida, clique em "Continuar" e, por fim, em "Ok" ou "Colar".

No arquivo de saída, na primeira tabela (*Ranks*), é apresentada a frequência absoluta (N) em cada grupo, a média dos postos (*Mean Rank*) e a soma dos postos (*Sum of Ranks*). Analisando a média dos postos é possível observar que o sexo masculino apresenta valor superior ao sexo feminino, o que indica que o sexo masculino contém as posições mais elevadas. Os resultados produzidos pelo teste U de Mann-Whitney (segunda tabela) indicam que existe uma diferença significativa entre os sexos quanto à distribuição das categorias da variável "Grau de obesidade" ($p < 0,001$). Realizando uma análise de frequências, observa-se que os sujeitos do sexo masculino apresentam maior frequência de obesidade grau III (85,3%) do que o sexo feminino (58,6%, $p < 0,001$).

Variáveis com duas categorias medidas em dois momentos

Testes de McNemar e de Wilcoxon

Para comparar a distribuição de frequência de variáveis qualitativas medidas em dois momentos, ou seja, grupos dependentes, utiliza-se o teste de McNemar ou o teste de Wilcoxon. Porém, quando se tem amostras pequenas (< 25 casos) é recomendado utilizar o teste Binomial. Em ambos, é exigido que a variável seja dicotômica e apresente apenas duas categorias de resposta.

O teste de McNemar é um teste não paramétrico utilizado para analisar proporções entre duas variáveis dicotômicas relacionadas (pareadas). É particularmente aplicado aos estudos “antes e depois”, onde o próprio sujeito é utilizado como seu próprio controle. Para o teste é exigido que a variável seja dicotômica (nominal). O teste assume como H_0 que não existe diferença antes e após o tratamento e, como H_A , que existe diferença antes e após o tratamento. Para tabelas quadradas maiores, o teste de simetria de McNemar-Bowker é relatado. No teste de Wilcoxon, é possível dizer qual dos pares é “maior”, isto é, determinar o sentido da diferença dentro do par, e ordenar essas diferenças no sentido de seu valor absoluto. Para o teste é exigido que a variável apresente apenas duas categorias de resposta.

Para exemplificar, vamos utilizar o “Banco de dados 4.sav” (disponível em <https://bit.ly/bancosdedados>). Este banco de dados contém a avaliação de sujeitos com obesidade no momento pré-operatório (1) e em dois momentos após a cirurgia bariátrica (2 e 3). Portanto, temos três medidas distintas, uma para cada ponto no tempo (pareadas), para as variáveis massa corporal, circunferência da cintura, medidas pressóricas, hipertensão e atividade física avaliada pelo IPAQ versão curta. Além disso, temos descritos sexo, técnica cirúrgica e estatura dos participantes da pesquisa. Os mesmos sujeitos também foram avaliados quanto a alterações de sensibilidade nos membros inferiores (neuropatia periférica) através do *Michigan Neuropathy Screening Instrument* (MNSI), por dois examinadores. Lembre-se: é importante conhecer o banco de dados. Tome algum tempo para examiná-lo e conhecer as variáveis.

Para exemplificar, vamos comparar a hipertensão avaliada nos tempos 1 (pré-operatório) e 2 (pós-operatório). Existem duas formas de análise. Na primeira, é possível gerar os testes de McNemar e de Wilcoxon no mesmo local no SPSS. No menu “Analisar”, “Testes não paramétricos”, “Caixa de diálogo legadas”, clique em “2 amostras relacionadas...”. Na caixa de diálogo “Testes de duas amostras relacionadas”, selecione e insira as duas variáveis que iremos comparar (“HAS 1” e “HAS 2”) em “Pares de teste”. Em “Tipo de teste”, selecione o teste desejado (“McNemar” e “Wilcoxon”). Neste campo, também é possível realizar o teste Binomial (< 25 casos), selecionando “Sinal”. Clique

em "Exato..." e selecione "Monte Carlo". Em seguida, clique em "Continuar". Por fim, clique em "Ok" ou "Colar".

No teste de Wilcoxon, o primeiro quadro (*Ranks*) é apresentado o número de elementos compostos positivos, negativos e iguais, ou seja, aqueles que se tornaram hipertensos, não hipertensos e os que se mostraram inalterados. Também temos a média das posições (*Mean Rank*) e a soma das posições (*Sum of Ranks*) para as posições positivas e negativas. No segundo quadro (*Test Statistics*) é apresentado o escore z (Z) e o p-valor (*Asymp. Sig 2-tailed*) associado ao teste de Wilcoxon.

No mesmo arquivo de saída, logo abaixo, temos os resultados do teste de McNemar. No primeiro quadro, são apresentadas a distribuição de frequência absoluta do cruzamento das variáveis nos momentos pré- (1) e pós-cirúrgicos (2) semelhante a tabela de contingência 2x2, porém sem os valores totais. No segundo quadro (*Test Statistics*), é apresentado o número de elementos (N), a estatística associada ao teste do Qui-quadrado (*Chi-Square*) com correção de continuidade e o p-valor referente ao teste de McNemar (*Asymp. Sig.*). Em ambos os testes, foi significativa a redução no número de hipertensos ($p < 0,001$).

Na segunda opção, gera-se somente o resultado do teste de McNemar. No entanto, obtém-se uma tabela de contingência mais completa. No menu "Analisar", "Estatísticas descritivas", clique em "Tabela de referência cruzada...". Na janela "Tabulações cruzadas", insira a variável "HAS 1" em "Linhas" e a variável "HAS 2" em "Coluna(s)". Utilize o botão das setas para inseri-las. Clique em "Exato..." e selecione "Monte Carlo". Em seguida, clique em "Continuar". Clique em "Estatísticas..." e selecione "McNemar". Em seguida, clique em "Continuar". Clique em "Células...", marque "Observado" em "Contagens", selecione "Linha", "Coluna" e "Total" em "Porcentagens" e, "Padronizado ajustado" em "Residuais". Em seguida, clique em "Continuar". Por fim, clique em "Ok" ou "Colar".

No arquivo de saída, é apresentada a tabela de contingência e o quadro contendo os resultados da estatística do teste. Neste caminho não é produzida a correção de continuidade e isto pode produzir p-valores um pouco diferentes. Podemos observar que, dos

147 sujeitos (75,4%) com hipertensão no pré-operatório (tempo 1), 60 (40,8%) continuaram tendo hipertensão no pós-operatório (tempo 2) e, 87 (59,2%) tiveram a resolução da sua hipertensão. Essa redução no número de hipertensos foi significativa ($p < 0,001$). Note que o p-valor encontrado foi “,000”, ou seja, $p < 0,001$. Além disso, podemos apresentar os resultados da análise em uma tabela (Tabela 2).

Tabela 2. Avaliação da hipertensão pré e pós-operatória em sujeitos obesos submetidos à cirurgia bariátrica. Os números são apresentados como números absolutos e porcentagens para variáveis qualitativas. As unidades de medida e número de pacientes são apresentadas com as variáveis correspondentes.

	Pré-operatório (n = 195)	Pós-operatório (n = 195)	p-valor
HAS (n, %)	147 (75,4)	70 (35,9)	<0,001* (a)

HAS, hipertensão arterial; n = número absoluto.

*Significância estatística considerada de $p \leq 0,050$; (a) Teste de McNemar.

Variáveis em escala de medida ordinal

Existem situações em que as análises incluem duas variáveis qualitativas, sendo uma representada pela variável dependente em escala de medida ordinal e com mais de três categorias de resposta, e a outra variável independente em escala de medida ordinal ou nominal, porém com três ou mais grupos de comparação. Nestes casos, o teste de Qui-quadrado de associação não é o mais recomendado, sendo indicado os testes de Kruskal-Wallis ou de Friedman.

A escolha do teste depende da forma como os grupos de comparação estão organizados: em situações em que os grupos são independentes, deve-se utilizar o teste de Kruskal-Wallis; já onde um único grupo tem três ou mais medidas repetidas, deve-se utilizar o teste de Friedman. Como veremos nos capítulos 7 e 8, o teste de Kruskal-Wallis é indicado como a opção não paramétrica para o teste ANOVA, e o teste de Friedman é indicado como a opção não paramétrica para ANOVA de medidas repetidas (ANOVA-MR) ou para Equações de Estimativas Generalizadas

(GEE). Mas, é importante lembrar que neste capítulo estamos trabalhando com variáveis categóricas.

Teste de Kruskal-Wallis

Para exemplificar o uso do teste de Kruskal-Wallis, no “Banco de dados 3 Resolvido.sav”, vamos utilizar as variáveis “Grau de obesidade” (variável independente que apresenta três categorias ordinais) e a variável “Classificação IPAQ” (variável dependente que apresenta cinco categorias ordinais). Vamos supor que os três grupos de grau de obesidade (graus I, II e III) tiveram seus valores de atividade física categorizados em cinco níveis do IPAQ (sedentário, insuficientemente ativo B e A, ativo e muito ativo). O objetivo será verificar se a distribuição das categorias de atividade física avaliadas pelo IPAQ difere entre os graus de obesidade.

No menu “Analisar”, “Testes não paramétricos”, “Caixas de diálogo legadas”, clique em “K amostras independentes...”. Na caixa de diálogo “Testes para diversas amostras independentes”, insira a variável dependente “Classificação IPAQ” em “Lista de variável de teste”, e a variável independente “Grau de obesidade” em “Variável de agrupamento”, com o auxílio do botão da seta. Clique em “Definir faixa”, para atribuir os valores. Insira em “Mínimo” o código que representa a menor categoria (no caso, 1 = Grau I) e, em “Máximo”, o código que representa a maior categoria da variável independente (no caso, 3 = Grau III). Clique em “Continuar”. Em “Exato...” selecione “Monte Carlo”. Em seguida, clique em “Continuar”. Retornando a caixa de diálogo principal, certifique-se de que em “Tipo de teste” a opção “H de Kruskal-Wallis” esteja selecionada. Por fim, clique em “Ok” ou “Colar”.

No arquivo de saída, no primeiro quadro (*Ranks*), é apresentada a média das posições da variável “Classificação IPAQ” para cada grau de obesidade. Note que as médias são muito similares entre os três grupos. No segundo quadro (*Test Statistics*), é apresentado o valor de $p = 0,850$ que indica que não existe diferença significativa entre os graus de obesidade no nível de atividade física avaliada pelo IPAQ.

Supondo que houvesse uma diferença estatisticamente significativa entre os graus de obesidade no nível de atividade

física, apesar de se saber que existe essa diferença, o teste de Kruskal-Wallis não indica entre quais grupos a diferença é significativa. Neste caso, é necessária uma análise *post hoc*. Uma opção é realizar comparações “par a par” pelo teste U de Mann-Whitney. Porém, as múltiplas comparações deverão aumentar as chances de erro do tipo I, sendo necessário dividir o valor crítico de “p” de 0,050 pelo número de comparações. Assim, dividindo o valor de 0,05 por 3, neste exemplo, temos agora um valor crítico de “p” para rejeitar a H_0 de 0,016, ou seja, para considerar uma diferença significativa entre os grupos será necessário um p-valor maior ou igual a 0,016. Deve-se observar que testes *post hoc* são necessários para identificar quais dos pares do grupo diferem.

Teste de Friedman

Quando os dados de k amostras correspondentes (pareadas) se apresentam em escala ordinal (ranqueamento), isto é, o número de casos é o mesmo para cada uma delas, pode-se utilizar o teste de Friedman para comprovar que as k amostras foram extraídas da mesma população. O teste de Friedman é uma alternativa não paramétrica para testar diferenças entre duas ou mais amostras dependentes. É considerado uma extensão do teste Binomial, para duas amostras dependentes, quando existem mais de duas amostras dependentes. Se $k = 2$, o teste de Friedman fornece um resultado equivalente ao teste Binomial.

Para exemplificar, vamos considerar que um único grupo de sujeitos obesos teve a atividade física avaliada em três momentos distintos, ou seja, queremos verificar se as distribuições das categorias da classificação do IPAQ se modifica ao longo do tempo em toda a amostra. Neste caso, é recomendado o teste de Friedman. Para isso, vamos utilizar o “Banco de dados 4.sav”, que apresenta medidas repetidas para a variável “Classificação IPAQ”.

No menu “Analisar”, “Testes não paramétricos”, “Caixas de diálogo legadas”, clique em “K amostras relacionadas...”. Na janela “Testes para várias amostras relacionadas”, insira em “Variáveis de teste”, com o auxílio do botão da seta, as três variáveis que representam os momentos de comparação (“IPAQ 1”, “IPAQ 2” e “IPAQ 3”). Certifique-se de que a opção “Friedman” esteja

selecionada em "Tipo de teste". Clique na opção "Exato..." e selecione "Monte Carlo". Em seguida, clique em "Continuar". Por fim, clique em "Ok" ou "Colar".

No arquivo de saída, no primeiro quadro (*Ranks*), é apresentada a média das posições para cada momento avaliado. Note que as duas últimas possuem as maiores médias das posições, que são similares entre si. No quadro seguinte (*Test Statistics*), é apresentado o *p*-valor associado ao teste de Friedman. Com $p < 0,001$, pode-se afirmar que existe diferença significativa na distribuição de frequência das categorias de atividade física avaliada pelo IPAQ entre os momentos pré- (1) e pós-operatórios (2 e 3). Porém, semelhante ao teste de Kruskal-Wallis, o teste de Friedman não indica entre quais momentos a diferença é significativa, sendo necessário a aplicação de outro teste (*post hoc*) para localizar as diferenças. Para o teste de Friedman, as comparações "par a par" devem ser feitas pelo teste de Wilcoxon.

Variáveis em escala de medida nominal ou ordinal dicotomizadas

Teste Q de Cochran

O teste de McNemar para duas amostras pode ser estendido para situações que envolvam mais de duas amostras pareadas. Esta extensão é denominada de teste Q de Cochran. É idêntico ao teste de Friedman, mas é aplicável quando todas as respostas são dicotomizadas, em nível nominal ou ordinal. O teste permite comparar três ou mais conjuntos correspondentes de frequências ou proporções para verificar se estas se diferem significativamente entre si. O teste Q de Cochran testa a H_0 de que diversas variáveis dicotômicas relacionadas têm a mesma média. As variáveis são medidas no mesmo indivíduo ou em indivíduos correspondentes.

O teste Q de Cochran é realizado no mesmo local dos testes de Friedman e W de Kendall. Para exemplificar, no "Banco de dados 4.sav", vamos comparar as três medidas de hipertensão ("HAS 1", "HAS 2" e "HAS 3"). No menu "Analisar", "Teste não paramétricos", "Caixas de diálogo legadas", clique em "K amostras relacionadas...". Na janela "Testes para várias amostras relacionadas", insira as variáveis em "Variáveis de teste". Utilize o

botão da seta para inseri-las. Marque a opção “Q de Cochran”. Clique em “Exato...” e selecione “Monte Carlo”. Em seguida, clique em “Continuar”. Por fim, clique em “Ok” ou “Colar”.

Na primeira tabela (*Frequencies*), na primeira coluna, são apresentados, em valor absoluto, os sujeitos sem hipertensão (código 0) e, na segunda coluna, os sujeitos com hipertensão (código 1), avaliados nos três períodos (“HAS 1”, “HAS 2” e “HAS 3”). Na segunda tabela (*Test Statistics*), temos o p-valor associado ao teste Q de Cochran. Considerando que o teste mostrou um p-valor inferior a 0,001, podemos dizer que há diferença estatisticamente significativa na proporção de sujeitos hipertensos entre os três períodos (pré- e pós-operatórios). Como nos outros testes, o teste Q de Cochran nos fornece o p-valor associado à análise global. A partir desta análise, teremos que fazer um teste comparando cada par de períodos (HAS 1 x HAS 2, HAS 1 x HAS 3 e HAS 2 x HAS 3), ou seja, uma análise *post hoc*. No caso do teste Q de Cochran, é recomendado análise complementar pelo teste de McNemar.

Análise de concordância

Teste W de Kendall

Na mesma janela “Testes para várias amostras relacionadas”, existe a opção de teste W de Kendall. Trata-se de uma normalização do teste de Friedman. Sua interpretação é feita como a do coeficiente de concordância (Índice Kappa), que é uma medida de acordo entre os avaliadores quando as classificações forem ordinais e apresenta três ou mais níveis de classificação. Cada caso é um avaliador, e cada variável é um item ou caso que está sendo avaliado. Para cada variável, a soma dos ranqueamentos é calculada. O teste W de Kendall varia entre 0 (nenhuma concordância) e 1 (concordância total). Quanto maior o valor de Kendall, mais forte é a concordância.

Índice Kappa de Cohen

Existem situações em que há a necessidade de avaliarmos a concordância entre duas variáveis, tendo elas sido obtidas por diferentes avaliadores ou avaliadas por meio de dois métodos diferentes. Por exemplo, uma imagem de radiografia do tórax pode ser avaliada por dois radiologistas em relação à presença

(ou não) de doença pulmonar obstrutiva crônica (DPOC) e o pesquisador precisa saber qual o grau de concordância entre os avaliadores, pela subjetividade da interpretação de cada avaliador. Ou ainda, a medida de força muscular na DPOC pode ser avaliada por meio de dinamômetros de cabo e dinamômetros eletrônicos, e o pesquisador deseja saber o grau de concordância entre os métodos.

Quando a variável a ser analisada apresenta-se como categórica, podendo ter duas ou mais categorias de resposta, o grau de concordância pode ser obtido pelo coeficiente de concordância Kappa. O coeficiente Kappa é calculado baseado na comparação entre a proporção de concordância observada e a esperada ao acaso. O kappa é baseado em uma tabela quadrada na qual os valores da linha e da coluna representam a mesma escala. No SPSS, é necessário que as duas variáveis estejam lado a lado, com um indivíduo em cada linha. O Kappa não será calculado se o tipo de armazenamento de dados (sequência de caracteres ou numérico) não for o mesmo para as duas variáveis. Para a variável de sequência de caracteres, ambas as variáveis devem ter o mesmo comprimento definido. Qualquer célula que possuir valores observados para uma variável, mas não para outra, é designada a uma contagem de 0. Lembre-se que o Kappa informa somente o quanto os métodos concordam, mas não informa o quanto é eficiente para detectar os doentes ou não doentes. De acordo com Landis & Koch, os valores de Kappa podem ser classificados conforme o quadro 4.

Quadro 4. Parâmetros sugeridos por Landis & Koch para interpretar o índice de concordância de Kappa.

Valor de Kappa	Interpretação da concordância
0,00	Sem concordância
0,00-0,19	Discreta
0,20-0,39	Regular
0,40-0,59	Moderada
0,60-0,79	Substancial
0,80-1,00	Quase perfeita

Para realizar a análise no SPSS, vamos avaliar o grau de concordância dos dois avaliadores para o instrumento MNSI, do "Banco de dados 4.sav". No menu "Analisar", "Estatísticas descritivas", clique em "Tabela de referência cruzada...". Na janela "Tabulações cruzadas", selecione as variáveis categóricas em que será avaliada a concordância, no caso, a avaliação do instrumento MNSI pelos dois avaliadores ("MNSI 1" e "MNSI 2"). Insira variável "MNSI 2" em "Coluna(s)" e a outra variável "MNSI 1" em "Linha(s)". Clique na opção "Exato..." e selecione "Monte Carlo". Em seguida, clique em "Continuar". Clique em "Estatísticas..." e selecione "Capa". Em seguida, clique em "Continuar". Clique em "Células...", marque "Observado" nas contagens, "Total" nas porcentagens e marque "Padronizado ajustado" nos resíduos. Clique em "Continuar". Por fim, clique em "Ok" ou "Colar".

No arquivo de saída, na primeira tabela (*Case Processing Summary*), estão apresentados os números absoluto (N) e relativo (percentual) de casos válidos, omissos e total. Na segunda tabela encontramos a tabela cruzada das respostas atribuídas por cada examinador e, na terceira tabela (*Symmetric Measures*), o resultado do índice Kappa. O índice de Kappa, neste exemplo, pode ser interpretado como uma concordância substancial entre os avaliadores (0,740), sendo significativa esta concordância ($p < 0,001$).

Referências

Field A. Descobrimo a estatística usando o SPSS. Tradução: Lorí Viali. 2. ed. Porto Alegre: Artmed, 2009. 684 p.

Chagas, E.F.B. Módulo 3: Estatística Analítica II - Análise de dados categóricos e teste diagnóstico no SPSS. 2016.

Exercícios sugeridos

1. Com base no "Banco de dados 1 Resolvido.sav", responda:

a) Existe diferença na proporção de sexo entre os alunos?

b) Existe diferença na proporção do nível de pós-graduação entre os alunos?

c) Existe diferença no nível de conhecimento em estatística entre os alunos de mestrado e doutorado?

d) Existe diferença no nível de conhecimento em epidemiologia entre os alunos de mestrado e doutorado?

e) Existe diferença na experiência do uso do SPSS entre os alunos de mestrado e doutorado?

2. Com base no "Banco de dados 4.sav", responda:

a) Comparando-se as técnicas cirúrgicas (bypass gástrico, RYGB, e gastrectomia vertical, SG), há alguma diferença na hipertensão avaliada no tempo 1 (pré-operatório)? E, na avaliada no tempo 2 (pós-operatório)? E, no tempo 3 (pós-operatório)? Construa a tabela e interprete os resultados das frequências encontradas. Nota: temos três variáveis de desfecho: hipertensão pré (HAS 1) e pós-operatórias (HAS 2 e HAS 3).

b) E, separando-se as técnicas cirúrgicas, a frequência de hipertensos diminui ao longo do tempo, ou seja, pré- (1) e pós-operatórios (2 e 3) no by-pass gástrico (RYGB)? E na gastrectomia vertical (SG)? Construa as tabelas e interprete os resultados das frequências encontradas. Nota: temos uma única variável de desfecho (hipertensão) avaliada ao longo do tempo (pré- e pós-operatórios).