

UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO
INSTITUTO DE FÍSICA E QUÍMICA DE SÃO CARLOS
DEPARTAMENTO DE FÍSICA E CIÊNCIA DOS MATERIAIS

LABORATÓRIO AVANÇADO DE FÍSICA

FLUTUAÇÃO ESTÁTICA NA DESINTEGRAÇÃO RADIATIVA

1. INTRODUÇÃO

O decaimento radiativo é um processo aleatório. Conseqüentemente, qualquer medida que esteja baseada na observação de radiação emitida numa desintegração nuclear está sujeita, em algum grau, a flutuações estatísticas. Esta prática trata da análise estatística necessária para processar os resultados de experiências de contagem nuclear assim como dos testes de avaliação da aleatoriedade do sistema de medidas.

Na primeira experiência proposta são calculados os parâmetros que caracterizam uma coleção de N medidas independentes de uma mesma grandeza. Estes parâmetros que são a média (\bar{n}) e os desvios médio (\bar{d}) e padrão (σ), constituem o valor mais provável da grandeza e o nível de confiança associável a ela respectivamente.

A segunda experiência trata do problema frequentemente enfrentado pelos pesquisadores que diz respeito ao tamanho que deve ter uma amostra (número de eventos), ou o tempo de contagem, a fim de evitar que uma medida seja realizada com precisão inadequada. Esta questão pode ser resolvida de modo relativamente simples quando se tem a noção do valor do desvio padrão (σ) da variável quantitativa que está sendo estudada.

Finalmente, a terceira experiência trata do teste do χ -quadrado, utilizado para determinar se as flutuações observadas em nossas medidas são consistentes com as flutuações esperadas, as quais tem origem somente estatístico. Teremos oportunidade

de verificar que o χ -quadrado é um número com o auxílio do qual se pode testar a hipótese de que os desvios entre as frequências submetidas à comparação podem ser consideradas como casuais, contra a de que tais desvios sejam significativos. Com base nos dados obtidos traçaremos um histograma representativo e construiremos a curva normal sobreposta a ele.

2. EXPERIÊNCIA 1: CARACTERIZAÇÃO DOS DADOS

Tomando-se uma amostra radioativa e repetindo-se várias vezes sua contagem, supondo-se que o tempo entre uma contagem e outra seja desprezível, frente à meia vida, não se obtém sempre o mesmo valor. Isso se deve ao fato da emissão de radiação, bem como da sua detecção não ser constante, seguir uma distribuição estatística.

Assim, se forem observadas uma série de contagens $n_1, n_2, n_3, \dots, n_N$ nas mesmas condições, o valor que melhor representa esta série será a média aritmética.

$$\bar{n} = \frac{\sum n_i}{N} \quad (1)$$

É necessário que se faça sempre uma análise estatística dos dados. Através dela é possível estimar-se a precisão das contagens, verificar se o detector e todo o sistema eletrônico se encontra funcionando em ordem, predeterminar o erro que se quer cometer numa dada medida e até tornar mínimo o erro cometido, escolhendo-se convenientemente os tempos de contagem.

A distribuição seguida é a chamada binomial, que em casos particulares se reduz às distribuições de Gauss ou Poisson.

O desvio padrão nestas distribuições pode ser calculado pela expressão: $\sigma = \sqrt{\bar{n}}$.

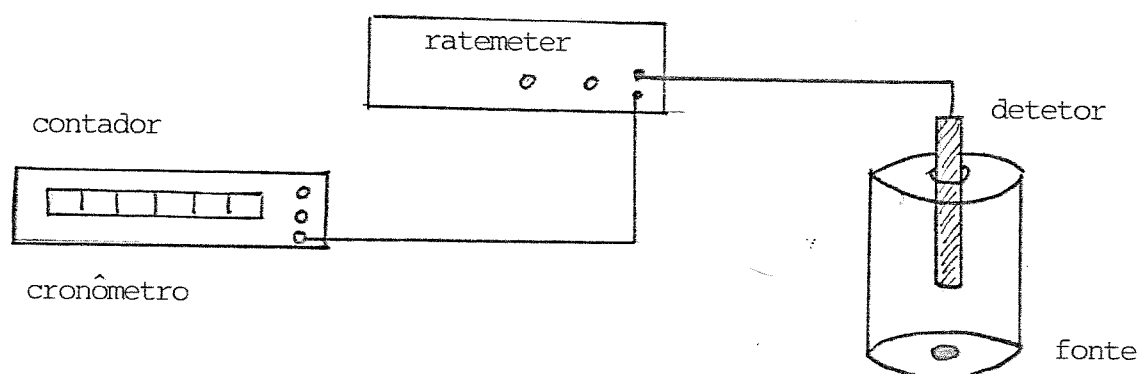
O desvio padrão de uma soma ou diferença de contagens é dada por

$$\sigma = \sqrt{\sigma_1^2 + \sigma_2^2} \quad (2)$$

Procedimento experimental

Equipamento necessário

- Detector G.M. (Geiger-Muller) - (Leybold)
- Cronômetro
- Fonte radioativa $Cs^{(137)}$
- Sistema eletrônico composto de fonte de alta tensão (ajustado a -400V) e um contador.



- 1) Coloque a fonte perto do detector e conte pelo menos 50 vezes sucessivamente, em períodos de um minuto.
- 2) As observações devem ser realizadas uma após a outra, sem interrupções longas e não devem ser mudadas as condições da experiência.
- 3) Calcule os seguintes parâmetros:
 - a) - contagem média $\bar{n} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N n_i$
onde n_i são os valores das contagens e N o número de observações.
 - b) - desvios da contagem média: $\delta_i = |n_i - \bar{n}|$
 - c) - quadrados dos desvios: δ_i^2
 - d) - soma dos desvios: $\sum \delta_i$
 - e) - desvio padrão: $\sigma = \sqrt{\frac{\sum \delta_i^2}{N-1}} \approx \sqrt{\bar{n}}$

f) - desvio médio: $d = \sqrt{\frac{\sum \delta_i}{\sqrt{N(N-1)}}}$

3. EXPERIÊNCIA 2: DISTRIBUIÇÃO DO TEMPO DE CONTAGEM ENTRE A AMOSTRA E A RADIAÇÃO DE FUNDO - DETERMINAÇÃO DO TEMPO DE CONTAGEM E/OU NÚMERO DE EVENTOS.

3.1. Introdução

Dada uma certa amostra, o rítmo de contagem é definido como a razão entre o número acumulado num certo tempo e esse tempo $r = \frac{n}{t}$.

Então, tomando-se uma amostra de 100 cpm e contando-se durante um minuto, o seu erro estatístico será $\sqrt{100} = 10$; logo o erro porcentual será 10%. Tomando-se agora outra amostra de 10000 cpm e contando-se durante um minuto, seu erro estatístico será $\sqrt{10000} = 100$, logo o erro porcentual será 1%. Assim o erro da medida é dependente da atividade da amostra.

Na prática, ao ser realizada uma dada experiência, não se pode em geral dispor de amostras com atividade conveniente para um certo valor do erro. Para contornar isso, deve-se então aumentar o tempo de contagem de modo a obter-se, com qualquer atividade, o erro que for desejado.

3.2. Cálculo do erro padrão quando se faz a contagem durante um certo tempo

O rítmo de contagens é então dado por:

$$r = \frac{n}{t} \quad (3)$$

Pela teoria dos erros calcula-se:

$$\sigma_r^2 = \left(\frac{\delta r}{\delta t}\right)^2 \sigma_t^2 + \left(\frac{\delta r}{\delta n}\right)^2 \sigma_n^2 \quad (4)$$

Desprezando o erro no tempo e lembrando que $\sigma_n = \sqrt{n}$ obtem-se:

$$\sigma_r^2 = \left(\frac{n}{t^2}\right) \quad \therefore \quad \sigma_r = \frac{\sqrt{n}}{t} \quad (5)$$

Assim o erro no ritmo de contagens será:

$$r \pm \sigma_r \quad \text{ou} \quad r \pm \frac{\sqrt{n}}{t} \quad \text{ou} \quad r \pm \sqrt{\frac{r}{t}} \quad (6)$$

Assim, se for contada a amostra de 100 contagens durante 100 minutos, tem-se:

$$r \pm \sqrt{\frac{100}{100}} = r \pm 1 \quad \therefore \quad \epsilon = \frac{1}{100} = 1\% \quad (7)$$

O erro porcentual é dado por:

$$\epsilon = \frac{\sigma_r}{r} = \frac{\sqrt{\frac{r}{t}}}{r} = \frac{1}{\sqrt{rt}} = \frac{1}{\sqrt{n}} \quad (8)$$

Na prática isto só é válido quando a radiação de fundo é desprezível, caso contrário, deve ser levada em consideração.

Chamando:

r_A - ritmo de contagem da amostra

r_T - ritmo de contagem da amostra mais radiação de fundo

r_B - ritmo de contagem da radiação de fundo

tem-se: $r_A = r_T - r_B$

Quando se faz a diferença, os erros estatísticos se somam:

$$\sigma_{r_A}^2 = \sigma_{r_T}^2 + \sigma_{r_B}^2 \quad (9)$$

$$r_T = \frac{n_T}{t_T} \quad \sigma_{r_T} = \frac{\sqrt{n_T}}{t_T} \quad (10)$$

$$r_B = \frac{n_B}{t_B} \quad \sigma_{r_B} = \frac{\sqrt{n_B}}{t_B} \quad (11)$$

$$\sigma_{r_A} = \sqrt{\frac{n_T}{t_T^2} + \frac{n_B}{t_B^2}} = \sqrt{\frac{r_T}{t_T} + \frac{r_B}{t_B}} \quad (12)$$

3.3. Distribuição do tempo entre contagem da amostra e da radiação do fundo para obter um erro mínimo

Seja T_T o tempo total para a contagem da amostra e da radiação de fundo:
 $T_T = t_T + t_B$.

A primeira idéia é contar menos tempo a amostra que possui contagem mais alta e mais tempo a radiação de fundo que obviamente será menor. Entretanto, isso é completamente falso.

Temos:

$$\sigma_{r_A}^2 = \frac{r_T}{t_T} + \frac{r_B}{t_B} \quad (13)$$

mas

$$T_T = t_T + t_B \quad (14)$$

diferenciando teremos

$$dT_T = dt_T + dt_B = 0, \quad (15)$$

porque T_T é um tempo disponível fixo que temos para efetuar as medidas, então

$$dt_T = -dt_B \quad (16)$$

Como deseja-se cometer o mínimo erro possível, compatível com o tempo T disponível, diferencia-se a equação (1) para impor a condição de mínimo:

$$2\sigma_{r_A} d\sigma_{r_A} = -\frac{r_T dt_T}{t_T^2} - \frac{r_B dt_B}{t_B^2} = 0 \quad (17)$$

e segue

$$\frac{r_T}{r_B} = \frac{t_T^2}{t_B^2} \quad (18)$$

$$\frac{t_T}{t_B} = \sqrt{\frac{r_T}{r_B}} \quad (19)$$

3.4. Procedimento experimental

1 - Faça uma contagem de um minuto apenas para ter a ordem de grandeza da fonte e da radiação de fundo.

2 - Faça uma medida da fonte dada com precisão da ordem de 1%. Apresente os cálculos feitos.

3 - Suponha dispor de quinze minutos para fazer uma contagem da amostra e da radiação de fundo. Calcule a melhor distribuição do tempo.

4 - Faça a medida e verifique qual o erro porcentual cometido.

4. EXPERIÊNCIA 3: *TESTE DO χ QUADRADO*

4.1. Verificação do funcionamento de um sistema de contagens

Colocando-se num sistema de contagens uma amostra radioativa de vida longa comparada ao tempo de observação e repetindo-se sucessivamente a contagem num mesmo intervalo de tempo, sendo as contagens baixas, teremos os resultados distribuídos teoricamente como a distribuição de Poisson ou de Gauss.

Se o sistema está funcionando satisfatoriamente, verifica-se que esta previsão teórica é verdadeira. Por outro lado, se os resultados não se ajustam a uma distribuição normal,

isto indica que há defeitos no sistema de detecção: ou no detector ou no equipamento eletrônico.

Consequentemente, deve realizar-se periodicamente, o chamado teste de funcionamento adequado do sistema de contagens.

Quando um equipamento de contagem é suspeito de registrar espúrias, provenientes de fatores que não dizem respeito à radiação nuclear, pode-se fazer ensaios comparando os desvios nos resultados de medidas sucessivas.

Uma técnica muito útil é a do chamado teste do χ quadrado, que permite avaliar a probabilidade de um certo conjunto de contagens ser uma distribuição gaussiana.

χ^2 é uma quantidade definida como:

$$\chi^2 = \frac{\sum_{i=1}^N (\bar{n} - n_i)^2}{\bar{n}} \quad (20)$$

onde N é o número de determinações feitas, n_i o valor da i ésima contagem e \bar{n} o valor médio das contagens.

Obtido este valor de χ^2 , recorre-se a tabelas de distribuição de χ^2 , nas quais se encontra a probabilidade P de obter certos valores de χ^2 para certos valores de N . Quanto menor for o valor de P , menor será a probabilidade das discrepâncias entre as contagens observadas terem ocorrido por acaso. Um valor de P muito pequeno leva então a suspeitar da existência de algum defeito no sistema de contagem. Do mesmo modo, um valor muito alto de P indica um acordo muito perfeito, o que também leva a suspeitar de algum vício sistemático no sistema de contagem. Na prática, aceita-se em geral, P entre 5 e 95%.

Agora que já sabemos calcular o valor de χ^2 , suponhamos que fizéssemos uma infinidade de experiências. É evidente que, após cada uma dessas séries, poderíamos calcular um χ^2 , obtendo assim uma infinidade desses valores. Se com tal infinidade de valores fizéssemos um gráfico, colocando em ordenada as porcentagens acumuladas com que eles foram encontrados, obteríamos uma distribuição de valores de χ^2 , e a área delimitada por esta curva, dentro de determinados limites, estará associada à probabilidade de ocorrência de um determinado valor de χ^2 .

Esta é a informação básica encontrada nas tabelas em anexo da distribuição de χ^2 . Estas ordenam as probabilidades de ocorrência (valores da integral da distribuição) entre

0.9995 e 0.0005 (99.95 - 0.05 %), e os valores de χ^2 para os vários graus de liberdade do sistema (entre 1 e 200). O número de graus de liberdade de uma estatística, representado por ν , é definido como o número de observações independentes da amostra (isto é, seu tamanho) menos o número de informações que são necessários ao cálculo dos valores esperados teoricamente.

Assim, por exemplo, numa experiência com uma moeda, fazendo lances de cara ou coroa, temos $2 - 1 = 1$ grau de liberdade, pois existem duas classes de resultados e necessitamos de uma única informação da amostra para calcular os valores esperados em cada uma delas. Num dado de 6 faces teremos $\nu = 6 - 1 = 5$.

Suponhamos por exemplo que queremos por a prova a hipótese de que os dados de uma amostragem se apresentam segundo uma distribuição de Gauss, contra a hipótese alternativa de que isso não é verdadeiro. Se após o cálculo, realizado como descrito no exemplo 1 em anexo, obtemos $\chi^2 = 3.29$, então, procurando na tabela de distribuição de χ^2 o valor 3.29 na fileira correspondente a 7 graus de liberdade, verificamos que a probabilidade está entre $0.8 < P < 0.9$. Isto significa que aceitamos que em 80% dos experimentos similares esperamos valores de χ^2 superiores ou iguais a 3.29. Podemos concluir pela aceitação da hipótese de que nossos dados têm uma distribuição de Gauss, visto que o χ^2 obtido indica que a diferença entre a distribuição observada e a esperada (Gaussiana) não é significativa.

Nas tabelas de distribuição de χ^2 em anexo podem ser encontrados os valores de P calculados através da integral entre χ^2 e ∞ (\int_d), e entre zero e χ^2 (\int_g).

4.2. Procedimento experimental

1 - Coloque a fonte no fundo do castelo e faça 100 contagens de um minuto. As observações devem ser realizadas uma após a outra sem interrupções longas e não devem ser alteradas as condições experimentais.

2 - Desenhe um histograma do número de eventos vs frequência, separando os dados em intervalos de 5 (ou 10 ou 20) unidades.

3 - Calcule o valor de χ^2 e procure na tabela o valor da probabilidade P correspondente a este número de observações.

5. Análise e questionário

5.1. Em relação a montagem experimental

- a - Exemplifique o funcionamento de um detetor de radiação Geiger-Muller
- b - Exemplifique o processo de desintegração radiativa da fonte de Césio - 137.
- c - Determine a atividade de 1 grama de ^{137}Cs (em curies, Ci) se a sua semi-vida para a desintegração beta é de 27 anos. ($1 \text{ Ci} = 3.7 \times 10^{10} \frac{\text{des}}{\text{s}}$).
(dica: Veja a referência 4.)

5.2. Experiência 1:

- a - Verifique e justifique:
 - a raiz quadrada da média $\sqrt{\bar{n}}$ é igual ao desvio padrão
 - a razão entre o desvio médio e o desvio padrão é da ordem de 4/5.
- b - Enumere as vezes em que o desvio é maior do que o dobro do desvio padrão: deve ocorrer em 4.6 % dos casos.
- c - Enumere as observações nas quais o desvio é maior do que o desvio padrão: isto deve ocorrer em cerca de 31.7 % dos casos.

5.3. Experiência 2

Com os resultados da contagem de 15 minutos para a amostra e a radiação de fundo, calcule o erro percentual cometido quando desprezamos a radiação de fundo ($\epsilon = 1/\sqrt{n}$)

ou quando a consideramos ($\epsilon_A = \sigma_{r_A}/r_A$). Discuta seus resultados.

5.4. Experiência 3

a - A partir do valor de P encontrado indique se o sistema merece confiança ou não.

b - Trace a curva normal sobreposta ao histograma dos valores observados. Um procedimento sugerido para a obtenção dos dados necessários se encontra no exemplo 1 em anexo.

c - Um teste alternativo é constituído pelo chamado "Teste da hipótese da distribuição". Quando se quer por a prova a hipótese de que os dados se apresentam segundo uma distribuição dada, deve-se calcular:

$$\chi^2 = \sum \frac{(0 - e)^2}{e} \quad (21)$$

onde 0 é o valor observado experimentalmente e e é valor teórico esperado segundo a distribuição. A probabilidade extraída da tabela de distribuição do χ^2 vai permitir concluir, ou não, pela aceitação da hipótese enunciada acima, visto que o χ^2 indicará se a diferença entre a distribuição observada e a esperada é ou não significativa. (Veja o exemplo 1 em anexo e a ref. 2).

d - Calcule o segundo e o terceiro momento (centrados na média) da distribuição observada e investigue a sua simetria. Para isto se pode utilizar as expressões seguintes:

$$m_2 = \left(\frac{\sum f x^2}{n} - \frac{(\sum f x)^2}{n^2} \right) i^2 \quad (22)$$

$$m_3 = \left(\frac{\sum f x^3}{n} - \frac{3 \sum f x \sum f x^2}{n^2} + \frac{2(\sum f x)^3}{n^3} \right) i^3 \quad (23)$$

$$g_1 = m_3 / m_2^{3/2} \quad (24)$$

onde os dados estão agrupados em classes (codificadas) x , de frequência absoluta f , e com intervalo de classe i (veja exemplo 1), n é o tamanho da amostragem. O coeficiente de

Fisher, g_1 , é igual a zero quando a distribuição é simétrica. Ele indicará assimetria positiva quando for positivo ($g_1 > 0$) e, ao contrário, um alargamento da cauda da distribuição à esquerda da média quando for negativo ($g_1 < 0$).

Bibliografia

O aluno que não domina esta área fundamental, deve consultar os seguintes livros:

- 1) H.D. Young, Statistical Treatment of Experimental Data (a consultar na Biblioteca da Matemática).
- 2) B. Beiguelman, Curso prático de Bioestatística, Ed. Soc. Bras. de Genética, Ribeirão Preto (1988).
- 3) O.A.M. Helen, V.R. Vanin, Tratamento estatístico de Dados em Física Experimental (Biblioteca DFCM 511.43), ed. E. Blucher Ltda, 1981.
- 4) A. Beiser, Conceitos de Física Moderna (caps. 13 e 15), (Biblioteca DFCM 539, B423).
- 5) P.N. Meyer, Probabilidade, aplicações à estatística (Biblioteca DFCM 519.2, M613).

EXEMPLO 1

Numa experiência (imaginária) de desintegração radiativa realizamos 30 contagens de 5 segundos cada. Os resultados e sua análise estatística estão resumidos na tabela a seguir, onde a frequência f é o número de vezes que medimos uma certa contagem definida num intervalo (por exemplo, entre 45 e 49 na primeira contagem).

Na última coluna, O é o valor observado (f) e e é o valor esperado teoricamente (Gaussiana $y(x)$).

contagem	código x	freq. f	fx	fx^2	fx^3	$x - \bar{x}$	(y)	$\frac{(O - e)^2}{e}$
47	- 4	2	- 8	32	- 128	- 3.9	1.05	0.86
52	- 3	4	- 12	36	- 108	- 2.9	2.23	1.40
57	- 2	4	- 8	16	- 32	- 1.9	3.78	0.01
62	- 1	6	- 6	6	- 6	- 0.9	5.15	0.14
67	0	5	0	0	0	0.1	5.61	0.07
72	1	3	3	3	3	1.1	4.91	0.74
77	2	3	6	12	24	2.1	3.44	0.06
82	3	2	6	18	54	3.1	1.94	0.00
87	4	1	4	16	64	4.1	0.89	0.01
total:		30	- 15	139	- 129			3.29

$$\bar{x} = \frac{\sum fx}{n} = 67 + \frac{-15}{30} = 66.50 \quad (\text{codificado como } 0.1) \quad (25)$$

$$s = \sqrt{\frac{\sum f x^2 - (\sum f x)^2/n}{n-1}} = 2.13 \quad (26)$$

$$y = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \frac{n}{s} \exp\left(-\frac{1}{2} \left(\frac{x - \bar{x}}{s}\right)^2\right) \quad (27)$$

$\chi^2 = 3.29 (0.8 < P < 0.9)$ indica que a diferença entre a distribuição observada e a esperada não é significativa.

$$m_2 = \left(\frac{139}{30} - \frac{(15)^2}{(30)^2}\right) 5^2 = 109.5 \quad (28)$$

$$m_3 = \left(-\frac{129}{30} - \frac{3(-15)139}{30^2} + \frac{2(-15)^3}{30^3}\right) 5^3 = 300 \quad (29)$$

$$g_1 = \frac{300}{\sqrt{(109.5)^3}} = 0.26 \quad (30)$$

g_1 não difere significativamente de zero, ou seja, a distribuição é simétrica.

ESPECIFICAÇÕES GERAIS

a) Tubo GM Leybold 55901

partículas detectáveis: $\alpha, \beta, \text{gamma}$

tensão de funcionamento: 450 V

largura do patamar: 200 V

vida: $> 10^{10}$ pulsos

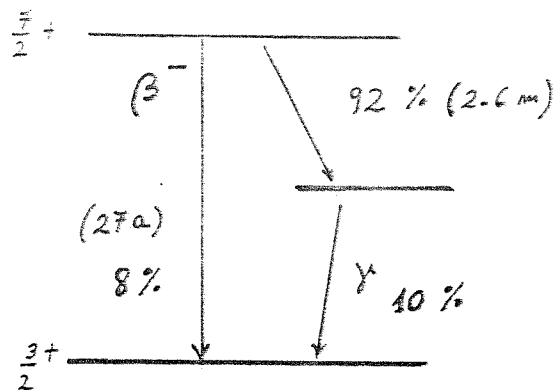
ruído no patamar: $\sim 0,2$ pulsos/s com blindagem de 50 mm de Pb e 30 mm de Al

janela: mica ϕ 9 mm, espessura 2,5 mg/cm²

gás: halogeno

b) Fonte Cs¹³⁷

atividade: $\sim \mu$ Ci



Máximo Siu Li / José Pedro Donoso / Michel André Aegerter

(apflutum.tex)

Tableau de la fonction de répartition de la distribution de X^2 $\nu = 51-100$
 Intégrale $\int_0^x f(t) dt$ et $f(x)$ pour les cas de X^2 $\nu = 51-100$

$\int_0^x f(t) dt$	$f(x)$	0,99950	0,99900	0,99850	0,99800	0,99750	0,99700	0,99650	0,99600	0,99550	0,99500	0,99450	0,99400	0,99350	0,99300	0,99250	0,99200	0,99150	0,99100	0,99050	0,99000	0,98950	0,98900	0,98850	0,98800	0,98750	0,98700	0,98650	0,98600	0,98550	0,98500	0,98450	0,98400	0,98350	0,98300	0,98250	0,98200	0,98150	0,98100	0,98050	0,98000	0,97950	0,97900	0,97850	0,97800	0,97750	0,97700	0,97650	0,97600	0,97550	0,97500	0,97450	0,97400	0,97350	0,97300	0,97250	0,97200	0,97150	0,97100	0,97050	0,97000	0,96950	0,96900	0,96850	0,96800	0,96750	0,96700	0,96650	0,96600	0,96550	0,96500	0,96450	0,96400	0,96350	0,96300	0,96250	0,96200	0,96150	0,96100	0,96050	0,96000	0,95950	0,95900	0,95850	0,95800	0,95750	0,95700	0,95650	0,95600	0,95550	0,95500	0,95450	0,95400	0,95350	0,95300	0,95250	0,95200	0,95150	0,95100	0,95050	0,95000	0,94950	0,94900	0,94850	0,94800	0,94750	0,94700	0,94650	0,94600	0,94550	0,94500	0,94450	0,94400	0,94350	0,94300	0,94250	0,94200	0,94150	0,94100	0,94050	0,94000	0,93950	0,93900	0,93850	0,93800	0,93750	0,93700	0,93650	0,93600	0,93550	0,93500	0,93450	0,93400	0,93350	0,93300	0,93250	0,93200	0,93150	0,93100	0,93050	0,93000	0,92950	0,92900	0,92850	0,92800	0,92750	0,92700	0,92650	0,92600	0,92550	0,92500	0,92450	0,92400	0,92350	0,92300	0,92250	0,92200	0,92150	0,92100	0,92050	0,92000	0,91950	0,91900	0,91850	0,91800	0,91750	0,91700	0,91650	0,91600	0,91550	0,91500	0,91450	0,91400	0,91350	0,91300	0,91250	0,91200	0,91150	0,91100	0,91050	0,91000	0,90950	0,90900	0,90850	0,90800	0,90750	0,90700	0,90650	0,90600	0,90550	0,90500	0,90450	0,90400	0,90350	0,90300	0,90250	0,90200	0,90150	0,90100	0,90050	0,90000
51	24,135	25,368	26,065	26,765	27,468	28,173	28,881	29,592	30,306	31,021	31,739	32,460	33,183	33,908	34,635	35,363	36,092	36,822	37,553	38,284	39,016	39,748	40,481	41,215	41,950	42,685	43,421	44,157	44,894	45,631	46,368	47,105	47,842	48,579	49,316	50,053	50,790	51,527	52,264	53,001	53,738	54,475	55,212	55,949	56,686	57,423	58,160	58,897	59,634	60,371	61,108	61,845	62,582	63,319	64,056	64,793	65,530	66,267	67,004	67,741	68,478	69,215	69,952	70,689	71,426	72,163	72,900	73,637	74,374	75,111	75,848	76,585	77,322	78,059	78,796	79,533	80,270	81,007	81,744	82,481	83,218	83,955	84,692	85,429	86,166	86,903	87,640	88,377	89,114	89,851	90,588	91,325	92,062	92,799	93,536	94,273	95,010	95,747	96,484	97,221	97,958	98,695	99,432	100,169																																																																																																	

