

# MAE5778 - Teoria da Resposta ao Item

Fernando Henrique Ferraz Pereira da Rosa  
Robson Lunardi

15 de fevereiro de 2005

## Lista 3

Os dados apresentados nos arquivos DadosGrupo1.dat e DadosGrupo2.dat referem-se a um estudo de simulação, no qual dois grupos de 1000 respondentes foram submetidos a dois testes compostos de 30 itens cada, sendo 10 deles comuns. As 4 primeiras colunas identificam o respondente e as 30 colunas seguintes as suas respostas já codificadas em 1 (correto) e 0 (errado). Os 50 itens foram itens de múltipla escolha com 4 alternativas de resposta e seus parâmetros e a composição dos dois testes estão apresentados no arquivo ItensProficiências.xls. Os itens comuns estão representados em vermelho. No mesmo arquivo também estão apresentadas as proficiências dos respondentes utilizadas no processo para a geração das respostas. Os parâmetros utilizados estão medidos na métrica (0,1), média e desvio padrão do Grupo1.

1. Faça uma análise, equalizando os resultados dos dois testes na mesma métrica (0,1) do Grupo1. Suponha os parâmetros dos itens e as proficiências desconhecidos.

Utilizando o programa abaixo no Bilog, fizemos a estimação dos parâmetros dos itens e das proficiências para o Grupo 1, supondo ambos desconhecidos.

Ex. 1 - Lista 3 - MAE5778 - Teoria da Resposta ao Item  
Prova com 30 questões de 4 alternativas - 1000 respondentes

```
>COMMENTS
```

```
    Prova composta de 30 questões com 4 alternativas
```

```
>GLOBAL  NPArm=3, LOGistic,  
          DFName='grupo1.dat',  
          SAVe;  
>SAVe    PARM='grupo1.par',  
          GRaph='grupo1.plt',  
          SCOrе='grupo1.sco';
```

```

>LENGTH  NITems= 30;
>INPUT   NTot=30, SAMple=1000 NALt=4,  NIDch=4;
(4A1,30A1)
>TEST    TName= 'Grupo1',
          ITEms=(1(..)30),
          INames=('01','02','03','04','05','06',
                  '07','08','09','10','11','12',
                  '13','14','15','16','17','18',
                  '19','20','21','22','23','24',
                  '25','26','27','28','29','30');
>CALIB   NOSpriors, NOGprior, NQPT = 10, IDIst=0,
          CYCles=50, NEWton=20, RIDge=0;
>SCORE   METHOD=1, INFo= 2, NOPRINT;

```

Com um programa similar (trocando o arquivo de dados) obtivemos as estimativas dos parâmetros para o Grupo 2. Em ambos os casos houve convergência e todos os itens pareceram razoáveis, sem estimativas muito grandes dos desvios padrões e valores coerentes para os parâmetros e proficiências<sup>1</sup>. Dessa forma, consideraremos nas análises posteriores os 30 itens de cada prova - resultando em 10 itens comuns para equalização.

Na Tabela 1, temos as estimativas obtidas para os parâmetros para o modelo logístico de 3 parâmetros.

Note-se entretanto que as estimativas dos parâmetros e das proficiências para os dois grupos estão em escalas diferentes e portanto não podem ser diretamente comparadas. Para isso, precisamos equalizar um dos grupos. No caso, vamos equalizar as estimativas do Grupo 2, em relação ao Grupo 1. Essa equalização, também chamada de equalização a posteriori, por ser feita depois da estimação dos parâmetros, depende dos valores estimados para o parâmetro de dificuldade  $b$  dos itens comuns entre os dois testes. No caso, foram considerados os itens: 4,7,13,14,22,23,39,40,44,45.

Na Figura 1 temos o diagrama de dispersão das estimativas de  $b$  para esse conjunto de questões.

Utilizando o método Média-Desvio, temos que os parâmetros de equalização  $\alpha$  e  $\beta$  são dados por:

$$\alpha = \frac{S_{G1}}{S_{G2}} \quad \text{e} \quad \beta = M_{G1} - \alpha M_{G2}.$$

Fazendo essas contas para os itens comuns obtivemos:

$$\alpha = 1.035 \quad \text{e} \quad \beta = 0.9384.$$

E a partir das relações lineares abaixo, obtivemos os parâmetros de dificuldade e discriminação na mesma escala que o Grupo 1:

---

<sup>1</sup>A saída do BILOG para os dois programas, se encontra no Apêndice.

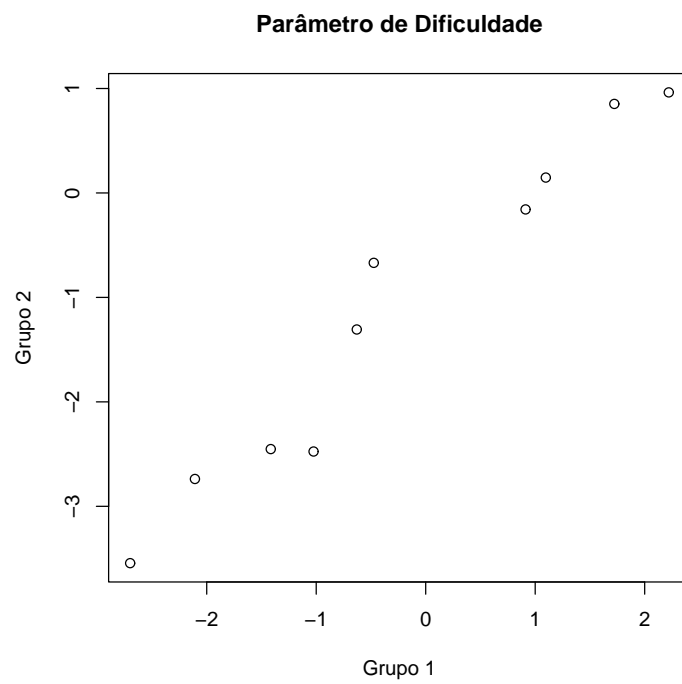


Figura 1: Diagrama de Dispersão para os parâmetros de dificuldade dos itens comuns

|    | G1 | a    | b     | c    | G2 | a    | b     | c    |
|----|----|------|-------|------|----|------|-------|------|
| 1  | 1  | 1.01 | -1.92 | 0.34 | 2  | 0.82 | -4.28 | 0.00 |
| 2  | 3  | 1.31 | -1.86 | 0.20 | 4  | 1.53 | -2.74 | 0.01 |
| 3  | 4  | 1.53 | -2.11 | 0.00 | 6  | 2.37 | -2.77 | 0.00 |
| 4  | 5  | 1.21 | -2.53 | 0.00 | 7  | 1.12 | -3.54 | 0.50 |
| 5  | 7  | 1.28 | -2.70 | 0.00 | 8  | 1.02 | -2.76 | 0.50 |
| 6  | 9  | 1.39 | -2.67 | 0.00 | 10 | 0.88 | -3.13 | 0.50 |
| 7  | 12 | 1.20 | -0.77 | 0.39 | 11 | 1.19 | -1.49 | 0.50 |
| 8  | 13 | 1.04 | -1.02 | 0.19 | 13 | 0.97 | -2.48 | 0.00 |
| 9  | 14 | 1.18 | -1.42 | 0.00 | 14 | 1.13 | -2.45 | 0.00 |
| 10 | 16 | 1.31 | -1.27 | 0.10 | 15 | 1.60 | -2.04 | 0.00 |
| 11 | 18 | 1.97 | -0.73 | 0.30 | 17 | 1.78 | -1.48 | 0.50 |
| 12 | 20 | 1.83 | -1.12 | 0.27 | 19 | 1.92 | -2.00 | 0.01 |
| 13 | 21 | 1.06 | -0.13 | 0.26 | 22 | 1.23 | -1.31 | 0.03 |
| 14 | 22 | 0.95 | -0.63 | 0.00 | 23 | 1.67 | -0.67 | 0.27 |
| 15 | 23 | 0.88 | -0.47 | 0.13 | 24 | 1.28 | -0.79 | 0.30 |
| 16 | 25 | 1.38 | -0.24 | 0.11 | 26 | 1.77 | -0.86 | 0.20 |
| 17 | 27 | 1.52 | -0.09 | 0.24 | 28 | 1.60 | -1.39 | 0.01 |
| 18 | 29 | 1.88 | -0.01 | 0.24 | 30 | 1.80 | -0.89 | 0.28 |
| 19 | 32 | 1.07 | 1.20  | 0.31 | 31 | 1.03 | 0.13  | 0.30 |
| 20 | 34 | 2.12 | 1.22  | 0.35 | 33 | 1.12 | 0.29  | 0.30 |
| 21 | 36 | 1.22 | 0.77  | 0.16 | 35 | 1.39 | -0.09 | 0.13 |
| 22 | 38 | 1.49 | 0.77  | 0.23 | 37 | 1.96 | -0.05 | 0.22 |
| 23 | 39 | 1.81 | 0.91  | 0.23 | 39 | 1.70 | -0.16 | 0.13 |
| 24 | 40 | 2.06 | 1.10  | 0.28 | 40 | 1.99 | 0.15  | 0.29 |
| 25 | 41 | 1.47 | 1.89  | 0.29 | 42 | 2.42 | 1.28  | 0.36 |
| 26 | 43 | 1.42 | 2.10  | 0.29 | 44 | 0.65 | 0.85  | 0.13 |
| 27 | 44 | 2.58 | 1.72  | 0.26 | 45 | 1.05 | 0.96  | 0.16 |
| 28 | 45 | 1.09 | 2.22  | 0.25 | 46 | 1.31 | 0.77  | 0.20 |
| 29 | 47 | 1.88 | 1.88  | 0.27 | 48 | 1.49 | 1.18  | 0.26 |
| 30 | 49 | 2.13 | 2.13  | 0.26 | 50 | 1.93 | 1.09  | 0.24 |

Tabela 1: Estimativas dos parâmetros dos itens, para os dois testes

$$b_{G1} = \alpha b_{G2} + \beta \quad \text{e} \quad a_{G1} = \frac{1}{\alpha} a_{G2}.$$

Dessa forma, obtivemos os parâmetros do Grupo 2 na escala do Grupo 1. Os parâmetros equalizados estão na Tabela 2.

Também precisamos equalizar as proficiências estimadas, pois ambas estão métricas diferentes. Para ajustar as proficiências do Grupo 2, na mesma escala do Grupo 1, tomamos:

$$\theta_{G2}^1 = \alpha \theta_{G2} + \beta$$

|    | G2eq | a    | b     | c    |
|----|------|------|-------|------|
| 1  | 2    | 0.80 | -3.49 | 0.00 |
| 2  | 4    | 1.48 | -1.90 | 0.01 |
| 3  | 6    | 2.29 | -1.93 | 0.00 |
| 4  | 7    | 1.08 | -2.73 | 0.50 |
| 5  | 8    | 0.99 | -1.92 | 0.50 |
| 6  | 10   | 0.85 | -2.30 | 0.50 |
| 7  | 11   | 1.15 | -0.61 | 0.50 |
| 8  | 13   | 0.93 | -1.62 | 0.00 |
| 9  | 14   | 1.09 | -1.60 | 0.00 |
| 10 | 15   | 1.54 | -1.17 | 0.00 |
| 11 | 17   | 1.72 | -0.59 | 0.50 |
| 12 | 19   | 1.85 | -1.14 | 0.01 |
| 13 | 22   | 1.19 | -0.41 | 0.03 |
| 14 | 23   | 1.61 | 0.25  | 0.27 |
| 15 | 24   | 1.24 | 0.12  | 0.30 |
| 16 | 26   | 1.71 | 0.04  | 0.20 |
| 17 | 28   | 1.54 | -0.50 | 0.01 |
| 18 | 30   | 1.74 | 0.02  | 0.28 |
| 19 | 31   | 0.99 | 1.07  | 0.30 |
| 20 | 33   | 1.08 | 1.24  | 0.30 |
| 21 | 35   | 1.34 | 0.84  | 0.13 |
| 22 | 37   | 1.90 | 0.89  | 0.22 |
| 23 | 39   | 1.64 | 0.78  | 0.13 |
| 24 | 40   | 1.92 | 1.09  | 0.29 |
| 25 | 42   | 2.34 | 2.27  | 0.36 |
| 26 | 44   | 0.63 | 1.82  | 0.13 |
| 27 | 45   | 1.01 | 1.94  | 0.16 |
| 28 | 46   | 1.27 | 1.74  | 0.20 |
| 29 | 48   | 1.44 | 2.16  | 0.26 |
| 30 | 50   | 1.86 | 2.07  | 0.24 |

Tabela 2: Estimativas dos parâmetros dos itens, para o Grupo 2, equalizados

Na Figura 2 temos os histogramas das proficiências estimadas para o Grupo 2, pré- e pós-equalização. Observamos que a média se deslocou para a direita, como era esperado.

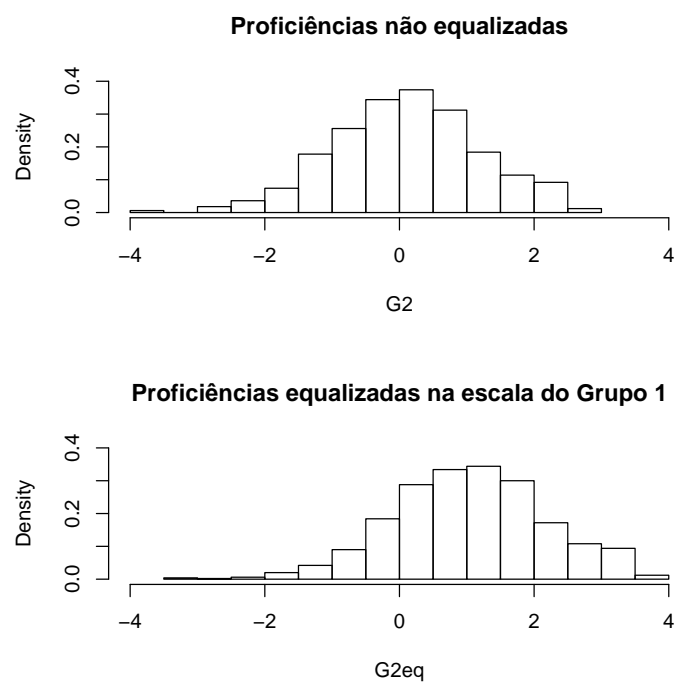


Figura 2: Histogramas para as proficiências do Grupo 2, pré- e pós-equalização

2. Verifique se as estimativas obtidas para os parâmetros dos itens e para as proficiências se aproximam dos verdadeiros valores utilizados na geração dos dados.

Primeiro, vamos considerar somente os parâmetros dos itens do teste aplicado ao Grupo 1. Na Figura 3, temos os diagramas de dispersão para os parâmetros  $a$  e  $b$ , entre os parâmetros estimados e os reais. A reta traçada é a reta passando pela origem com coeficiente angular 1. A boa aderência dos pontos à reta mostra o sucesso do processo de estimação.

Consideremos agora o Grupo 2. Na Figura 4, temos as estimativas dos parâmetros de dificuldade para os itens do Grupo 2, e os valores reais, num diagrama de dispersão. Primeiro sem a equalização, e depois com a equalização. A reta traçada é a reta passando pela origem com coeficiente angular 1. Notemos que, antes da equalização as estimativas estavam bem longe dos valores reais. Depois da equalização os valores ficaram bem melhores, mostrando a eficiência do processo equalizatório.

Vamos considerar agora, todos os itens. Surge um detalhe entretanto nesse caso. Para os parâmetros dos itens comuns, temos duas estimativas para cada parâmetro  $a$  e  $b$ : a estimativa na escala do Grupo 1, e a estimativa na escala do Grupo 2, que equalizamos. Como tentativa de agregar informação, para os itens comuns, tomamos a média entre os dois casos. Para os itens não comuns, simplesmente tomamos os valores estimados em cada caso. Na Figura 5, temos os diagramas de dispersão para  $a$  e  $b$ , para os 30 itens, entre os parâmetros estimados e os reais. Novamente, a concordância dos pontos com a reta passando pela origem, de intercepto 1, mostra que os processos de equalização e estimação foram bem sucedidos.

Finalmente, verifiquemos as estimativas das proficiências dos indivíduos. Na Figura 6 temos o diagrama de dispersão para as proficiências dos indivíduos dos dois grupos (sendo que as proficiências para os indivíduos do grupo 2 já foram equalizadas). Novamente a concordância com a reta passando pela origem de coeficiente angular 1, mostra que as estimativas dos traços latentes foram bem sucedidas.

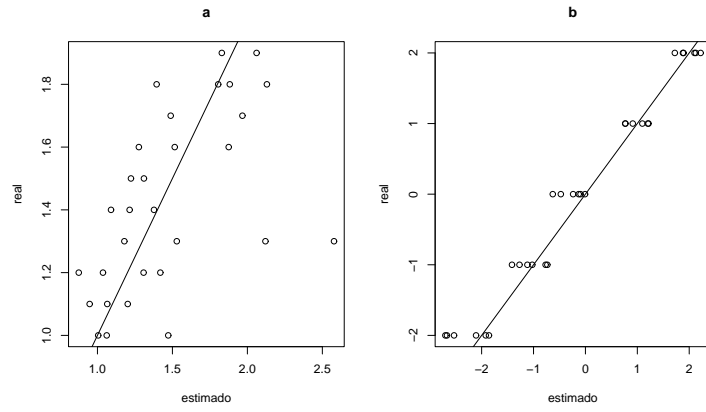


Figura 3: Diagramas de Dispersão para os parâmetros  $a$  e  $b$ , reais e versus estimados, para o Grupo 1

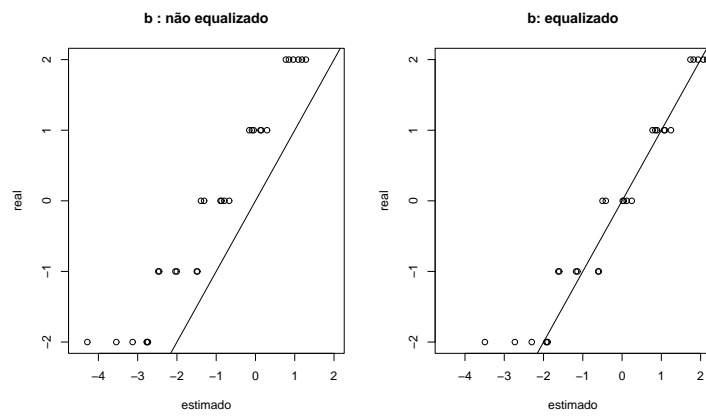


Figura 4: Diagramas de Dispersão para os parâmetros de dificuldade  $b$ , para o Grupo 2, antes e após a equalização

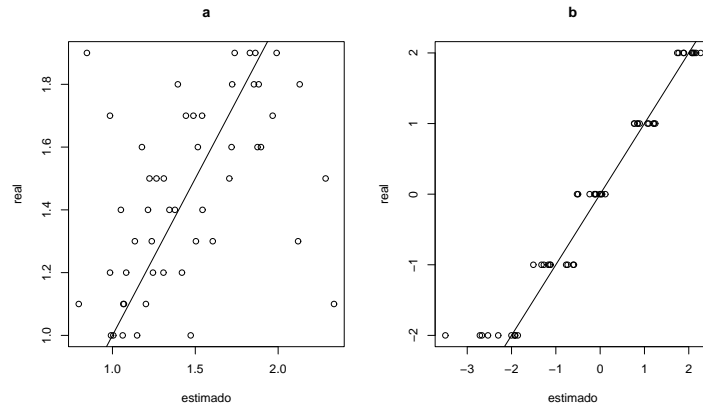


Figura 5: Diagramas de Dispersão para os parâmetros  $a$  e  $b$ , reais e versus estimados, para todos os itens

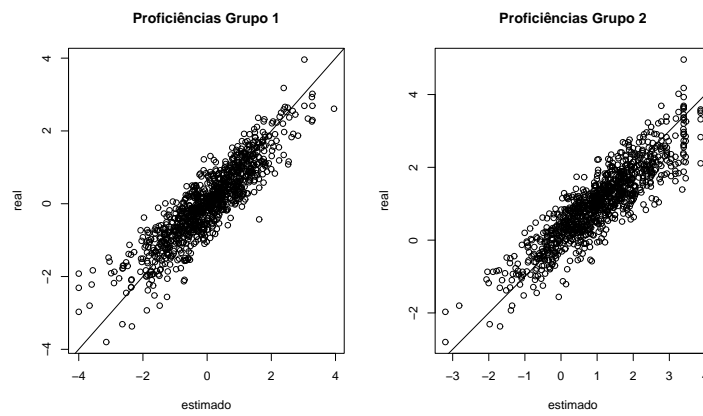


Figura 6: Diagramas de Dispersão para as proficiências dos indivíduos dos dois grupos

3. Determine os itens que seriam itens âncora para a criação e interpretação de uma escala de proficiência com 6 níveis  $(-2, -1, 0, 1, 2, 3)$ .

Para identificação desses itens, precisamos calcular as probabilidades de acerto de cada um deles para cada um dos níveis de proficiência da escala proposta. Para isso, consideraremos as estimativas finais dos parâmetros dos 50 itens, apresentadas na Tabela 3. Consideramos para os itens exclusivos ao Grupo 2, os valores já equalizados. Para os itens exclusivos ao Grupo 1, consideramos os valores iniciais estimados. Para os itens comuns, tiramos a média para o parâmetro de dificuldade, e mantivemos o parâmetro  $a$  e  $c$  do Grupo 1.

|  | questão | a   | b    | c   | questão | a   | b    | c   |
|--|---------|-----|------|-----|---------|-----|------|-----|
|  | 1       | 1.0 | -1.9 | 0.3 | 26      | 1.7 | 0.0  | 0.2 |
|  | 2       | 0.8 | -3.5 | 0.0 | 27      | 1.5 | -0.1 | 0.2 |
|  | 3       | 1.3 | -1.9 | 0.2 | 28      | 1.5 | -0.5 | 0.0 |
|  | 4       | 1.5 | -2.0 | 0.0 | 29      | 1.9 | -0.0 | 0.2 |
|  | 5       | 1.2 | -2.5 | 0.0 | 30      | 1.7 | 0.0  | 0.3 |
|  | 6       | 2.3 | -1.9 | 0.0 | 31      | 1.0 | 1.1  | 0.3 |
|  | 7       | 1.2 | -2.7 | 0.0 | 32      | 1.1 | 1.2  | 0.3 |
|  | 8       | 1.0 | -1.9 | 0.5 | 33      | 1.1 | 1.2  | 0.3 |
|  | 9       | 1.4 | -2.7 | 0.0 | 34      | 2.1 | 1.2  | 0.3 |
|  | 10      | 0.8 | -2.3 | 0.5 | 35      | 1.3 | 0.8  | 0.1 |
|  | 11      | 1.1 | -0.6 | 0.5 | 36      | 1.2 | 0.8  | 0.2 |
|  | 12      | 1.2 | -0.8 | 0.4 | 37      | 1.9 | 0.9  | 0.2 |
|  | 13      | 1.0 | -1.3 | 0.2 | 38      | 1.5 | 0.8  | 0.2 |
|  | 14      | 1.1 | -1.5 | 0.0 | 39      | 1.7 | 0.8  | 0.2 |
|  | 15      | 1.5 | -1.2 | 0.0 | 40      | 2.0 | 1.1  | 0.3 |
|  | 16      | 1.3 | -1.3 | 0.1 | 41      | 1.5 | 1.9  | 0.3 |
|  | 17      | 1.7 | -0.6 | 0.5 | 42      | 2.3 | 2.3  | 0.4 |
|  | 18      | 2.0 | -0.7 | 0.3 | 43      | 1.4 | 2.1  | 0.3 |
|  | 19      | 1.9 | -1.1 | 0.0 | 44      | 1.6 | 1.8  | 0.3 |
|  | 20      | 1.8 | -1.1 | 0.3 | 45      | 1.1 | 2.1  | 0.3 |
|  | 21      | 1.1 | -0.1 | 0.3 | 46      | 1.3 | 1.7  | 0.2 |
|  | 22      | 1.1 | -0.5 | 0.0 | 47      | 1.9 | 1.9  | 0.3 |
|  | 23      | 1.2 | -0.1 | 0.1 | 48      | 1.4 | 2.2  | 0.3 |
|  | 24      | 1.2 | 0.1  | 0.3 | 49      | 2.1 | 2.1  | 0.3 |
|  | 25      | 1.4 | -0.2 | 0.1 | 50      | 1.9 | 2.1  | 0.2 |

Tabela 3: Estimativas finais para os parâmetros dos 50 itens

Na Tabela 4 temos as probabilidades de acerto de cada item para cada um dos níveis para os quais desejamos achar itens âncora. Também há o nível adicional  $-3$ , pois pela definição de item âncora precisamos considerar o nível imediatamente anterior ao que estamos tentando determinar. Dessa forma para achar um âncora para o nível  $-2$ , consideramos o nível anterior

(-3).

Com as funções abaixo, no R, encontramos os itens âncora para o vetor de níveis desejados:

```
logito.irt <- function(x,parms) {
  if (is.numeric(parms)) { parms <- data.frame(t(parms)) }
  parms$c + (1-parms$c) * 1/(1+exp(-parms$a*(x-parms$b)))
}

ancora <- function(niveis,estparms) {
  mat <- t(apply(estparms,1,logito.irt,x=niveis))
  colnames(mat) <- niveis
  res <- list()
  for (i in 1:(length(niveis)-1)) {
    ancoras <- which(mat[,i+1] >= 0.65
                     & mat[,i] < 0.5 & (mat[,i+1] - mat[,i]) >= 0.3)
    if (length(ancoras) == 0) { ancoras = 'nenhum item' }
    res[as.character(niveis[i+1])] <- ancoras
  }
  return(list(ancoras=res,mat.prob=mat))
}
```

Chamando a função com os argumentos apropriados, obtemos:

```
> niveis <- c(-3, -2, -1, 0, 1, 2, 3)
> ancora(niveis, par.estimados)$ancoras

$"-2"
[1] 9

$"-1"
[1] 6

$"0"
[1] 28

$"1"
[1] "nenhum item"

$"2"
[1] "nenhum item"

$"3"
[1] "nenhum item"
```

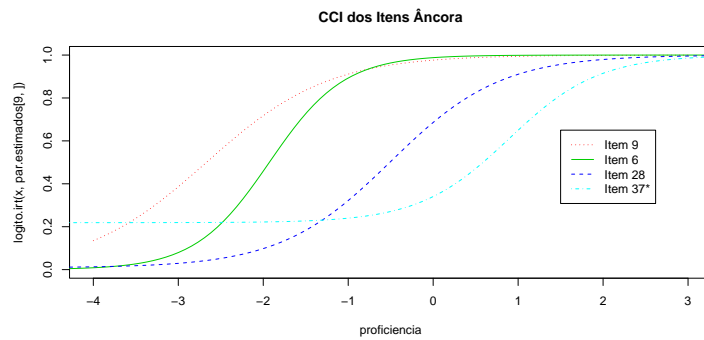


Figura 7: CCI dos 3 itens âncora encontrados e do potencial âncora para o nível 1

O que nos diz que o item 9 é âncora para o nível -2, o item 6 é âncora para o nível -1 e o item 28 é âncora para o nível 0. Para os outros níveis (1,2 e 3), não foram encontrados âncoras. Observando a Tabela 4, notamos por exemplo que um item que esta perto do critério para âncora para o nível 1, é o 37. Mas como sua probabilidade de acerto é menor que 65% (0.6496), ele foi desconsiderado. De fato, se trabalharmos com os dados arredondados até a segunda casa decimal, esse item é selecionado como âncora para o nível 1. Para os níveis 2 e 3, não foi possível encontrar âncoras, mesmo tolerando algumas casas decimais. Na maioria dos casos ou as probabilidades de acerto eram altas para os dois níveis, ou a diferença entre as probabilidades de acerto entre dois níveis sucessivos era menor que 0.30.

|    | -3     | -2     | -1     | 0      | 1      | 2      | 3      |
|----|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 1  | 0.5105 | 0.6595 | 0.8141 | 0.9170 | 0.9670 | 0.9875 | 0.9954 |
| 2  | 0.5990 | 0.7678 | 0.8799 | 0.9420 | 0.9730 | 0.9876 | 0.9944 |
| 3  | 0.3447 | 0.5617 | 0.8030 | 0.9351 | 0.9813 | 0.9949 | 0.9986 |
| 4  | 0.1823 | 0.5007 | 0.8186 | 0.9530 | 0.9892 | 0.9976 | 0.9995 |
| 5  | 0.3615 | 0.6561 | 0.8653 | 0.9558 | 0.9865 | 0.9959 | 0.9988 |
| 6  | 0.0794 | 0.4591 | 0.8931 | 0.9880 | 0.9988 | 0.9999 | 1.0000 |
| 7  | 0.4168 | 0.6989 | 0.8829 | 0.9607 | 0.9876 | 0.9961 | 0.9988 |
| 8  | 0.6283 | 0.7402 | 0.8562 | 0.9345 | 0.9734 | 0.9897 | 0.9961 |
| 9  | 0.3864 | 0.7175 | 0.9111 | 0.9764 | 0.9940 | 0.9985 | 0.9996 |
| 10 | 0.6781 | 0.7816 | 0.8751 | 0.9375 | 0.9711 | 0.9872 | 0.9944 |
| 11 | 0.5301 | 0.5841 | 0.6947 | 0.8340 | 0.9320 | 0.9762 | 0.9922 |
| 12 | 0.4291 | 0.5031 | 0.6527 | 0.8265 | 0.9349 | 0.9789 | 0.9935 |
| 13 | 0.3203 | 0.4648 | 0.6591 | 0.8272 | 0.9255 | 0.9705 | 0.9887 |
| 14 | 0.1552 | 0.3638 | 0.6402 | 0.8470 | 0.9451 | 0.9817 | 0.9940 |
| 15 | 0.0569 | 0.2184 | 0.5662 | 0.8593 | 0.9662 | 0.9926 | 0.9984 |
| 16 | 0.1883 | 0.3529 | 0.6306 | 0.8574 | 0.9565 | 0.9878 | 0.9967 |
| 17 | 0.5078 | 0.5408 | 0.6658 | 0.8673 | 0.9696 | 0.9943 | 0.9990 |
| 18 | 0.3037 | 0.3496 | 0.5577 | 0.8655 | 0.9775 | 0.9968 | 0.9995 |
| 19 | 0.0372 | 0.1733 | 0.5655 | 0.8922 | 0.9814 | 0.9970 | 0.9995 |
| 20 | 0.2912 | 0.3901 | 0.6737 | 0.9163 | 0.9851 | 0.9976 | 0.9996 |
| 21 | 0.2903 | 0.3463 | 0.4678 | 0.6539 | 0.8279 | 0.9298 | 0.9741 |
| 22 | 0.0666 | 0.1712 | 0.3753 | 0.6363 | 0.8359 | 0.9369 | 0.9774 |
| 23 | 0.1546 | 0.2071 | 0.3479 | 0.5965 | 0.8263 | 0.9417 | 0.9823 |
| 24 | 0.3142 | 0.3472 | 0.4402 | 0.6245 | 0.8241 | 0.9379 | 0.9808 |
| 25 | 0.1336 | 0.1861 | 0.3438 | 0.6288 | 0.8636 | 0.9611 | 0.9899 |
| 26 | 0.2088 | 0.2280 | 0.3192 | 0.5874 | 0.8698 | 0.9727 | 0.9949 |
| 27 | 0.2509 | 0.2817 | 0.3951 | 0.6479 | 0.8787 | 0.9695 | 0.9931 |
| 28 | 0.0292 | 0.0979 | 0.3218 | 0.6859 | 0.9104 | 0.9794 | 0.9955 |
| 29 | 0.2410 | 0.2558 | 0.3401 | 0.6217 | 0.9006 | 0.9830 | 0.9974 |
| 30 | 0.2818 | 0.2991 | 0.3834 | 0.6338 | 0.8893 | 0.9777 | 0.9960 |
| 31 | 0.3110 | 0.3308 | 0.3788 | 0.4793 | 0.6375 | 0.8006 | 0.9099 |
| 32 | 0.3147 | 0.3290 | 0.3674 | 0.4575 | 0.6161 | 0.7923 | 0.9109 |
| 33 | 0.3057 | 0.3190 | 0.3555 | 0.4435 | 0.6034 | 0.7855 | 0.9089 |
| 34 | 0.3455 | 0.3461 | 0.3513 | 0.3916 | 0.5991 | 0.8957 | 0.9854 |
| 35 | 0.1377 | 0.1514 | 0.1999 | 0.3438 | 0.6115 | 0.8485 | 0.9546 |
| 36 | 0.1664 | 0.1855 | 0.2446 | 0.3941 | 0.6377 | 0.8469 | 0.9483 |
| 37 | 0.2193 | 0.2220 | 0.2398 | 0.3405 | 0.6496 | 0.9150 | 0.9859 |
| 38 | 0.2320 | 0.2415 | 0.2810 | 0.4158 | 0.6809 | 0.8940 | 0.9732 |
| 39 | 0.2314 | 0.2361 | 0.2612 | 0.3762 | 0.6667 | 0.9076 | 0.9817 |
| 40 | 0.2848 | 0.2861 | 0.2955 | 0.3574 | 0.6090 | 0.8989 | 0.9843 |
| 41 | 0.2878 | 0.2896 | 0.2973 | 0.3288 | 0.4385 | 0.6722 | 0.8835 |
| 42 | 0.3572 | 0.3572 | 0.3575 | 0.3603 | 0.3887 | 0.5812 | 0.9017 |
| 43 | 0.2868 | 0.2884 | 0.2949 | 0.3207 | 0.4098 | 0.6174 | 0.8441 |
| 44 | 0.2653 | 0.2667 | 0.2734 | 0.3054 | 0.4300 | 0.6990 | 0.9102 |
| 45 | 0.2562 | 0.2628 | 0.2810 | 0.3283 | 0.4348 | 0.6111 | 0.7945 |
| 46 | 0.2018 | 0.2068 | 0.2240 | 0.2795 | 0.4251 | 0.6652 | 0.8650 |
| 47 | 0.2721 | 0.2725 | 0.2753 | 0.2928 | 0.3894 | 0.6771 | 0.9207 |
| 48 | 0.2633 | 0.2647 | 0.2704 | 0.2939 | 0.3785 | 0.5878 | 0.8301 |
| 49 | 0.2601 | 0.2602 | 0.2610 | 0.2679 | 0.3215 | 0.5802 | 0.9003 |
| 50 | 0.2427 | 0.2430 | 0.2451 | 0.2584 | 0.3337 | 0.5972 | 0.8864 |

Tabela 4: Tabela com as probabilidades de acerto para cada item para cada um dos níveis de proficiência indicados

# Apêndice

## Fase 2, Grupo 1

\*\*\* LOGISTIC MODEL ITEM ANALYSER \*\*\*

\*\*\* PHASE 2 \*\*\*

Ex. 1 - Lista 3 - MAE5778 - Teoria da Resposta ao Item  
Prova com 30 questões de 4 alternativas - 1000 respondentes

>CALIB NOSpriors, NOGprior, NQPT = 10, IDIst=0,

CYCles=50, NEWton=20, RIDge=0;

CALIBRATION PARAMETERS

=====

|                                  |              |
|----------------------------------|--------------|
| MAXIMUM NUMBER OF EM CYCLES:     | 50           |
| MAXIMUM NUMBER OF NEWTON CYCLES: | 20           |
| CONVERGENCE CRITERION:           | 0.0100       |
| SUBJECT DISTRIBUTION:            | NORMAL PRIOR |
| PLOT EMPIRICAL VS. FITTED ICC'S: | NO           |

DATA HANDLING: RIGHT/WRONG/NOT PRESENTED DATA,  
IN CORE

PRIOR DISTRIBUTION ON ASYMPOTOTES: NO

PRIOR DISTRIBUTION ON SLOPES: NO

PRIOR DISTRIBUTION ON THRESHOLDS: NO

1

\*\*\*\*\*

CALIBRATION OF SUBTEST

GRUPO1

\*\*\*\*\*

METHOD OF SOLUTION  
=====

EM CYCLES (MAXIMUM OF 50)  
FOLLOWED BY NEWTON-RAPHSON STEPS (MAXIMUM OF 20)

QUADRATURE POINTS AND PRIOR WEIGHTS:

|        | 1           | 2           | 3           | 4           | 5           |
|--------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| POINT  | -0.4000E+01 | -0.3111E+01 | -0.2222E+01 | -0.1333E+01 | -0.4444E+00 |
| WEIGHT | 0.1190E-03  | 0.2805E-02  | 0.3002E-01  | 0.1458E+00  | 0.3213E+00  |
|        | 6           | 7           | 8           | 9           | 10          |
| POINT  | 0.4444E+00  | 0.1333E+01  | 0.2222E+01  | 0.3111E+01  | 0.4000E+01  |
| WEIGHT | 0.3213E+00  | 0.1458E+00  | 0.3002E-01  | 0.2805E-02  | 0.1190E-03  |

DATA FOR FIRST TWO OBSERVATIONS (TT=RIGHT, TF=WRONG, FF=NOT PRESENTED)

OBSERVATION 1 WEIGHT = 1.000  
TT TT TT TT TT TT TF TT TT TF TT TT TF TF TT TF TF TF TT TF TF TF TF TF TF  
TF TF TF TF TF

OBSERVATION 2 WEIGHT = 1.000  
TT TT TT TT TT TT TF TT TT TT TT TT TT TF TF TF TT TF TF TT TT TF TT TF

TF TF TF TT TF

[EM STEP]

|           |                     |            |
|-----------|---------------------|------------|
|           | -2 LOG LIKELIHOOD = | 31212.7250 |
| CYCLE 1:  | LARGEST CHANGE =    | 0.73455    |
|           | -2 LOG LIKELIHOOD = | 31104.7431 |
| CYCLE 2:  | LARGEST CHANGE =    | 0.49266    |
|           | -2 LOG LIKELIHOOD = | 31085.2366 |
| CYCLE 3:  | LARGEST CHANGE =    | 0.35064    |
|           | -2 LOG LIKELIHOOD = | 31079.2472 |
| CYCLE 4:  | LARGEST CHANGE =    | 0.60665    |
|           | -2 LOG LIKELIHOOD = | 31076.8425 |
| CYCLE 5:  | LARGEST CHANGE =    | 0.14564    |
|           | -2 LOG LIKELIHOOD = | 31075.5947 |
| CYCLE 6:  | LARGEST CHANGE =    | 0.05266    |
|           | -2 LOG LIKELIHOOD = | 31075.3496 |
| CYCLE 7:  | LARGEST CHANGE =    | 0.02642    |
|           | -2 LOG LIKELIHOOD = | 31075.2660 |
| CYCLE 8:  | LARGEST CHANGE =    | 0.03089    |
|           | -2 LOG LIKELIHOOD = | 31075.2430 |
| CYCLE 9:  | LARGEST CHANGE =    | 0.02496    |
|           | -2 LOG LIKELIHOOD = | 31075.2463 |
| CYCLE 10: | LARGEST CHANGE =    | 0.02083    |
|           | -2 LOG LIKELIHOOD = | 31075.2099 |

CYCLE 11: LARGEST CHANGE = 0.00906

[NEWTON STEP]

-2 LOG LIKELIHOOD = 31075.2017

CYCLE 12: LARGEST CHANGE = 0.00215

1

SUBTEST GRUPO1 : ITEM PARAMETERS AFTER CYCLE 12

| ITEM | INTERCEPT<br>S.E. | SLOPE<br>S.E.   | THRESHOLD<br>S.E. | DISPERSN<br>S.E. | ASYMPTOTE<br>S.E. | CHISQ<br>(PROB)  | DF  |
|------|-------------------|-----------------|-------------------|------------------|-------------------|------------------|-----|
| 0001 | 1.931<br>0.972*   | 1.005<br>0.320* | -1.921<br>1.505*  | 0.995<br>0.316*  | 0.345<br>0.535*   | 7.0<br>(0.3194)  | 6.0 |
| 0002 | 2.431<br>0.658*   | 1.308<br>0.333* | -1.859<br>0.903*  | 0.765<br>0.195*  | 0.197<br>0.485*   | 8.1<br>(0.2272)  | 6.0 |
| 0003 | 3.223<br>0.651*   | 1.529<br>0.320* | -2.108<br>0.776*  | 0.654<br>0.137*  | 0.000<br>0.640*   | 7.1<br>(0.2095)  | 5.0 |
| 0004 | 3.075<br>1.085*   | 1.215<br>0.295* | -2.532<br>1.420*  | 0.823<br>0.200*  | 0.000<br>1.033*   | 17.1<br>(0.0090) | 6.0 |
| 0005 | 3.445<br>1.230*   | 1.276<br>0.330* | -2.699<br>1.559*  | 0.784<br>0.203*  | 0.000<br>1.216*   | 7.9<br>(0.1625)  | 5.0 |
| 0006 | 3.721<br>1.235*   | 1.395<br>0.371* | -2.668<br>1.481*  | 0.717<br>0.191*  | 0.000<br>1.261*   | 6.5<br>(0.1643)  | 4.0 |
| 0007 | 0.923<br>0.495*   | 1.202<br>0.304* | -0.768<br>0.576*  | 0.832<br>0.210*  | 0.390<br>0.183*   | 4.4<br>(0.7329)  | 7.0 |
| 0008 | 1.062<br>0.517*   | 1.037<br>0.257* | -1.024<br>0.722*  | 0.964<br>0.239*  | 0.190<br>0.277*   | 10.5<br>(0.2339) | 8.0 |
| 0009 | 1.669<br>0.435*   | 1.179<br>0.248* | -1.415<br>0.624*  | 0.848<br>0.179*  | 0.000<br>0.344*   | 3.6<br>(0.8277)  | 7.0 |
| 0010 | 1.664<br>0.339*   | 1.310<br>0.234* | -1.271<br>0.442*  | 0.763<br>0.137*  | 0.104<br>0.227*   | 12.0<br>(0.0991) | 7.0 |

|      |        |        |        |        |        |          |     |
|------|--------|--------|--------|--------|--------|----------|-----|
| 0011 | 1.444  | 1.967  | -0.734 | 0.508  | 0.296  | 7.2      | 6.0 |
|      | 0.271* | 0.399* | 0.243* | 0.103* | 0.118* | (0.3003) |     |
| 0012 | 2.046  | 1.830  | -1.118 | 0.547  | 0.269  | 12.7     | 5.0 |
|      | 0.305* | 0.336* | 0.310* | 0.100* | 0.164* | (0.0263) |     |
| 0013 | 0.138  | 1.062  | -0.130 | 0.942  | 0.257  | 7.9      | 8.0 |
|      | 0.447* | 0.278* | 0.450* | 0.246* | 0.145* | (0.4456) |     |
| 0014 | 0.597  | 0.948  | -0.629 | 1.055  | 0.001  | 5.8      | 8.0 |
|      | 0.397* | 0.212* | 0.544* | 0.236* | 0.222* | (0.6733) |     |
| 0015 | 0.415  | 0.875  | -0.474 | 1.143  | 0.131  | 7.9      | 8.0 |
|      | 0.441* | 0.215* | 0.607* | 0.280* | 0.200* | (0.4458) |     |
| 0016 | 0.327  | 1.377  | -0.237 | 0.726  | 0.114  | 7.1      | 8.0 |
|      | 0.267* | 0.252* | 0.228* | 0.133* | 0.102* | (0.5291) |     |
| 0017 | 0.143  | 1.515  | -0.094 | 0.660  | 0.242  | 8.1      | 8.0 |
|      | 0.320* | 0.322* | 0.228* | 0.140* | 0.092* | (0.4257) |     |
| 0018 | 0.013  | 1.883  | -0.007 | 0.531  | 0.238  | 12.1     | 7.0 |
|      | 0.280* | 0.352* | 0.150* | 0.099* | 0.066* | (0.0981) |     |
| 0019 | -1.282 | 1.065  | 1.203  | 0.939  | 0.307  | 3.7      | 9.0 |
|      | 0.605* | 0.363* | 0.253* | 0.319* | 0.073* | (0.9323) |     |
| 0020 | -2.578 | 2.120  | 1.216  | 0.472  | 0.345  | 7.4      | 8.0 |
|      | 0.889* | 0.704* | 0.124* | 0.157* | 0.034* | (0.4978) |     |
| 0021 | -0.943 | 1.223  | 0.771  | 0.817  | 0.158  | 12.5     | 9.0 |
|      | 0.378* | 0.281* | 0.174* | 0.188* | 0.065* | (0.1880) |     |
| 0022 | -1.141 | 1.488  | 0.766  | 0.672  | 0.229  | 9.3      | 8.0 |
|      | 0.430* | 0.361* | 0.148* | 0.163* | 0.056* | (0.3210) |     |
| 0023 | -1.647 | 1.805  | 0.912  | 0.554  | 0.230  | 6.5      | 8.0 |
|      | 0.490* | 0.431* | 0.113* | 0.132* | 0.041* | (0.5952) |     |
| 0024 | -2.261 | 2.061  | 1.097  | 0.485  | 0.285  | 17.8     | 8.0 |
|      | 0.649* | 0.539* | 0.110* | 0.127* | 0.033* | (0.0231) |     |
| 0025 | -2.784 | 1.472  | 1.891  | 0.679  | 0.287  | 7.8      | 9.0 |
|      | 0.905* | 0.538* | 0.227* | 0.248* | 0.035* | (0.5515) |     |

|      |        |        |        |        |        |          |     |
|------|--------|--------|--------|--------|--------|----------|-----|
| 0026 | -2.984 | 1.419  | 2.102  | 0.704  | 0.286  | 4.3      | 9.0 |
|      | 1.066* | 0.610* | 0.296* | 0.303* | 0.035* | (0.8902) |     |
| 0027 | -4.441 | 2.578  | 1.723  | 0.388  | 0.265  | 10.4     | 9.0 |
|      | 1.523* | 0.978* | 0.150* | 0.147* | 0.022* | (0.3178) |     |
| 0028 | -2.421 | 1.090  | 2.220  | 0.917  | 0.253  | 3.9      | 9.0 |
|      | 0.899* | 0.492* | 0.357* | 0.414* | 0.048* | (0.9165) |     |
| 0029 | -3.524 | 1.875  | 1.879  | 0.533  | 0.272  | 6.7      | 9.0 |
|      | 1.106* | 0.662* | 0.191* | 0.188* | 0.027* | (0.6714) |     |
| 0030 | -4.531 | 2.130  | 2.127  | 0.469  | 0.260  | 5.0      | 9.0 |
|      | 1.674* | 0.916* | 0.237* | 0.202* | 0.022* | (0.8364) |     |

-----  
\* STANDARD ERROR

LARGEST CHANGE = 0.002 248.0 223.0  
(0.1202)

| PARAMETER  | MEAN   | STN DEV |
|------------|--------|---------|
| ASYMPTOTE  | 0.198  | 0.119   |
| SLOPE      | 1.475  | 0.422   |
| LOG(SLOPE) | 0.351  | 0.276   |
| THRESHOLD  | -0.126 | 1.551   |

QUADRATURE POINTS AND POSTERIOR WEIGHTS:

|        | 1           | 2           | 3           | 4           | 5           |
|--------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| POINT  | -0.4000E+01 | -0.3111E+01 | -0.2222E+01 | -0.1333E+01 | -0.4444E+00 |
| WEIGHT | 0.2499E-03  | 0.4228E-02  | 0.3092E-01  | 0.1450E+00  | 0.3186E+00  |
|        | 6           | 7           | 8           | 9           | 10          |
| POINT  | 0.4444E+00  | 0.1333E+01  | 0.2222E+01  | 0.3111E+01  | 0.4000E+01  |
| WEIGHT | 0.3209E+00  | 0.1461E+00  | 0.3105E-01  | 0.2923E-02  | 0.8722E-04  |

286284 BYTES OF NUMERICAL WORKSPACE USED OUT OF 800000 IN PHASE-2

2592 BYTES OF CHARACTER WORKSPACE USED OUT OF 80000 IN PHASE-2

## Fase 2, Grupo 2

\*\*\* LOGISTIC MODEL ITEM ANALYSER \*\*\*

\*\*\* PHASE 2 \*\*\*

Ex. 1 - Lista 3 - MAE5778 - Teoria da Resposta ao Item  
Prova com 30 questões de 4 alternativas - 1000 respondentes

>CALIB NOSpriors, NOGprior, NQPT = 10, IDist=0,

CYCles=50, NEWton=20, RIDge=0;

### CALIBRATION PARAMETERS

=====

|                                  |                                 |
|----------------------------------|---------------------------------|
| MAXIMUM NUMBER OF EM CYCLES:     | 50                              |
| MAXIMUM NUMBER OF NEWTON CYCLES: | 20                              |
| CONVERGENCE CRITERION:           | 0.0100                          |
| SUBJECT DISTRIBUTION:            | NORMAL PRIOR                    |
| PLOT EMPIRICAL VS. FITTED ICC'S: | NO                              |
| DATA HANDLING:                   | RIGHT/WRONG/NOT PRESENTED DATA, |

IN CORE

PRIOR DISTRIBUTION ON ASYMPOTOTES: NO

PRIOR DISTRIBUTION ON SLOPES: NO

PRIOR DISTRIBUTION ON THRESHOLDS: NO

1

\*\*\*\*\*

CALIBRATION OF SUBTEST

GRUPO2

\*\*\*\*\*

METHOD OF SOLUTION  
=====

EM CYCLES (MAXIMUM OF 50)  
FOLLOWED BY NEWTON-RAPHSON STEPS (MAXIMUM OF 20)

QUADRATURE POINTS AND PRIOR WEIGHTS:

|        |             |             |             |             |             |
|--------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
|        | 1           | 2           | 3           | 4           | 5           |
| POINT  | -0.4000E+01 | -0.3111E+01 | -0.2222E+01 | -0.1333E+01 | -0.4444E+00 |
| WEIGHT | 0.1190E-03  | 0.2805E-02  | 0.3002E-01  | 0.1458E+00  | 0.3213E+00  |
|        | 6           | 7           | 8           | 9           | 10          |
| POINT  | 0.4444E+00  | 0.1333E+01  | 0.2222E+01  | 0.3111E+01  | 0.4000E+01  |
| WEIGHT | 0.3213E+00  | 0.1458E+00  | 0.3002E-01  | 0.2805E-02  | 0.1190E-03  |

DATA FOR FIRST TWO OBSERVATIONS (TT=RIGHT, TF=WRONG, FF=NOT PRESENTED)

OBSERVATION 1 WEIGHT = 1.000  
 TT TT TT TT TT TT TF TT TT TF TT TT TT TF TT TF TT TF TT TF TF TF TF  
 TF TF TF TF TF

OBSERVATION 2 WEIGHT = 1.000  
 TT TT TT TT TT TT TF TT TT TT TT TT TT TT TF TF TT TT TF TT TF TT TF  
 TF TF TF TT TF

[EM STEP]

|           |                     |            |
|-----------|---------------------|------------|
|           | -2 LOG LIKELIHOOD = | 24691.9934 |
| CYCLE 1:  | LARGEST CHANGE =    | 0.78202    |
|           | -2 LOG LIKELIHOOD = | 24588.2363 |
| CYCLE 2:  | LARGEST CHANGE =    | 0.38665    |
|           | -2 LOG LIKELIHOOD = | 24573.2415 |
| CYCLE 3:  | LARGEST CHANGE =    | 0.26932    |
|           | -2 LOG LIKELIHOOD = | 24569.2127 |
| CYCLE 4:  | LARGEST CHANGE =    | 0.48472    |
|           | -2 LOG LIKELIHOOD = | 24565.4322 |
| CYCLE 5:  | LARGEST CHANGE =    | 0.16255    |
|           | -2 LOG LIKELIHOOD = | 24563.0532 |
| CYCLE 6:  | LARGEST CHANGE =    | 0.06041    |
|           | -2 LOG LIKELIHOOD = | 24561.7276 |
| CYCLE 7:  | LARGEST CHANGE =    | 0.02928    |
|           | -2 LOG LIKELIHOOD = | 24560.5809 |
| CYCLE 8:  | LARGEST CHANGE =    | 0.01292    |
|           | -2 LOG LIKELIHOOD = | 24559.6197 |
| CYCLE 9:  | LARGEST CHANGE =    | 0.03510    |
|           | -2 LOG LIKELIHOOD = | 24558.2615 |
| CYCLE 10: | LARGEST CHANGE =    | 0.04004    |
|           | -2 LOG LIKELIHOOD = | 24555.3466 |
| CYCLE 11: | LARGEST CHANGE =    | 0.01107    |

-2 LOG LIKELIHOOD = 24554.4216  
CYCLE 12: LARGEST CHANGE = 0.03688  
-2 LOG LIKELIHOOD = 24553.0691  
CYCLE 13: LARGEST CHANGE = 0.01286  
-2 LOG LIKELIHOOD = 24552.1232  
CYCLE 14: LARGEST CHANGE = 0.03962  
-2 LOG LIKELIHOOD = 24550.7919  
CYCLE 15: LARGEST CHANGE = 0.04445  
-2 LOG LIKELIHOOD = 24549.5147  
CYCLE 16: LARGEST CHANGE = 0.10071  
-2 LOG LIKELIHOOD = 24550.8400  
CYCLE 17: LARGEST CHANGE = 0.45565  
-2 LOG LIKELIHOOD = 24540.5759  
CYCLE 18: LARGEST CHANGE = 2.38830  
-2 LOG LIKELIHOOD = 24540.1402  
CYCLE 19: LARGEST CHANGE = 0.05332  
-2 LOG LIKELIHOOD = 24538.5962  
CYCLE 20: LARGEST CHANGE = 0.01709  
-2 LOG LIKELIHOOD = 24538.0984  
CYCLE 21: LARGEST CHANGE = 0.00839

[NEWTON STEP]

-2 LOG LIKELIHOOD = 24537.6678

CYCLE 22: LARGEST CHANGE = 0.29064  
           -2 LOG LIKELIHOOD = 24515.4720  
  
 CYCLE 23: LARGEST CHANGE = 0.15240  
           -2 LOG LIKELIHOOD = 24509.5146  
  
 CYCLE 24: LARGEST CHANGE = 0.09517  
           -2 LOG LIKELIHOOD = 24507.0557  
  
 CYCLE 25: LARGEST CHANGE = 0.06075  
           -2 LOG LIKELIHOOD = 24505.8068  
  
 CYCLE 26: LARGEST CHANGE = 0.00421

1

SUBTEST GRUPO2 : ITEM PARAMETERS AFTER CYCLE 26

| ITEM | INTERCEPT<br>S.E. | SLOPE<br>S.E.   | THRESHOLD<br>S.E. | DISPERSN<br>S.E. | ASYMPTOTE<br>S.E. | CHISQ<br>(PROB)  | DF  |
|------|-------------------|-----------------|-------------------|------------------|-------------------|------------------|-----|
| 0001 | 3.530<br>5.046*   | 0.825<br>0.346* | -4.281<br>7.701*  | 1.213<br>0.509*  | 0.005<br>4.851*   | 2.7<br>(0.8512)  | 6.0 |
| 0002 | 4.191<br>0.928*   | 1.530<br>0.344* | -2.738<br>1.054*  | 0.653<br>0.147*  | 0.008<br>0.952*   | 2.1<br>(0.5582)  | 3.0 |
| 0003 | 6.555<br>1.056*   | 2.367<br>0.397* | -2.769<br>0.680*  | 0.422<br>0.071*  | 0.000<br>1.023*   | 2.3<br>(1.0000)  | 0.0 |
| 0004 | 3.961<br>5.819*   | 1.118<br>1.388* | -3.544<br>9.121*  | 0.895<br>1.111*  | 0.500<br>3.335*   | 1.8<br>(1.0000)  | 0.0 |
| 0005 | 2.817<br>2.556*   | 1.020<br>0.867* | -2.762<br>4.578*  | 0.981<br>0.834*  | 0.500<br>1.312*   | 29.7<br>(0.0000) | 2.0 |
| 0006 | 2.739<br>3.948*   | 0.876<br>0.938* | -3.128<br>7.472*  | 1.142<br>1.223*  | 0.500<br>1.948*   | 36.5<br>(1.0000) | 0.0 |

|      |        |        |        |        |        |          |     |
|------|--------|--------|--------|--------|--------|----------|-----|
| 0007 | 1.777  | 1.189  | -1.494 | 0.841  | 0.500  | 5.2      | 6.0 |
|      | 0.753* | 0.346* | 0.993* | 0.245* | 0.299* | (0.5219) |     |
| 0008 | 2.393  | 0.967  | -2.475 | 1.034  | 0.000  | 7.6      | 7.0 |
|      | 1.107* | 0.238* | 1.677* | 0.255* | 0.981* | (0.3665) |     |
| 0009 | 2.769  | 1.129  | -2.452 | 0.885  | 0.000  | 16.6     | 6.0 |
|      | 1.015* | 0.241* | 1.341* | 0.189* | 0.924* | (0.0111) |     |
| 0010 | 3.257  | 1.598  | -2.038 | 0.626  | 0.001  | 4.6      | 5.0 |
|      | 0.519* | 0.293* | 0.606* | 0.115* | 0.502* | (0.4735) |     |
| 0011 | 2.631  | 1.779  | -1.479 | 0.562  | 0.500  | 6.5      | 4.0 |
|      | 0.512* | 0.562* | 0.623* | 0.177* | 0.246* | (0.1636) |     |
| 0012 | 3.845  | 1.919  | -2.003 | 0.521  | 0.007  | 2.9      | 4.0 |
|      | 0.479* | 0.406* | 0.548* | 0.110* | 0.505* | (0.5832) |     |
| 0013 | 1.611  | 1.233  | -1.307 | 0.811  | 0.031  | 14.2     | 6.0 |
|      | 0.441* | 0.280* | 0.616* | 0.184* | 0.337* | (0.0276) |     |
| 0014 | 1.118  | 1.671  | -0.669 | 0.599  | 0.273  | 9.9      | 6.0 |
|      | 0.314* | 0.351* | 0.298* | 0.126* | 0.137* | (0.1260) |     |
| 0015 | 1.016  | 1.281  | -0.793 | 0.781  | 0.300  | 8.4      | 7.0 |
|      | 0.413* | 0.281* | 0.467* | 0.171* | 0.178* | (0.3021) |     |
| 0016 | 1.526  | 1.765  | -0.864 | 0.566  | 0.204  | 10.3     | 6.0 |
|      | 0.269* | 0.313* | 0.263* | 0.100* | 0.141* | (0.1107) |     |
| 0017 | 2.214  | 1.595  | -1.388 | 0.627  | 0.009  | 10.5     | 6.0 |
|      | 0.333* | 0.295* | 0.408* | 0.116* | 0.284* | (0.1056) |     |
| 0018 | 1.602  | 1.799  | -0.890 | 0.556  | 0.278  | 7.4      | 6.0 |
|      | 0.289* | 0.309* | 0.270* | 0.095* | 0.136* | (0.2835) |     |
| 0019 | -0.129 | 1.026  | 0.126  | 0.975  | 0.299  | 7.6      | 8.0 |
|      | 0.540* | 0.322* | 0.492* | 0.306* | 0.146* | (0.4714) |     |
| 0020 | -0.330 | 1.121  | 0.295  | 0.892  | 0.299  | 8.3      | 9.0 |
|      | 0.472* | 0.311* | 0.351* | 0.247* | 0.109* | (0.5019) |     |
| 0021 | 0.126  | 1.391  | -0.091 | 0.719  | 0.133  | 9.0      | 8.0 |
|      | 0.277* | 0.253* | 0.212* | 0.131* | 0.093* | (0.3449) |     |

|      |        |        |        |        |        |          |     |
|------|--------|--------|--------|--------|--------|----------|-----|
| 0022 | 0.090  | 1.963  | -0.046 | 0.509  | 0.219  | 19.4     | 7.0 |
|      | 0.269* | 0.344* | 0.143* | 0.089* | 0.067* | (0.0071) |     |
| 0023 | 0.268  | 1.698  | -0.158 | 0.589  | 0.132  | 14.6     | 8.0 |
|      | 0.228* | 0.261* | 0.153* | 0.090* | 0.073* | (0.0675) |     |
| 0024 | -0.293 | 1.988  | 0.147  | 0.503  | 0.287  | 11.9     | 7.0 |
|      | 0.346* | 0.427* | 0.149* | 0.108* | 0.064* | (0.1015) |     |
| 0025 | -3.107 | 2.420  | 1.284  | 0.413  | 0.357  | 17.3     | 9.0 |
|      | 1.131* | 0.859* | 0.116* | 0.147* | 0.031* | (0.0442) |     |
| 0026 | -0.558 | 0.655  | 0.852  | 1.527  | 0.134  | 12.7     | 9.0 |
|      | 0.729* | 0.301* | 0.755* | 0.702* | 0.205* | (0.1748) |     |
| 0027 | -1.008 | 1.047  | 0.963  | 0.955  | 0.160  | 6.5      | 9.0 |
|      | 0.466* | 0.299* | 0.224* | 0.273* | 0.082* | (0.6928) |     |
| 0028 | -1.014 | 1.310  | 0.774  | 0.763  | 0.200  | 20.2     | 9.0 |
|      | 0.417* | 0.317* | 0.171* | 0.185* | 0.065* | (0.0167) |     |
| 0029 | -1.770 | 1.494  | 1.185  | 0.669  | 0.263  | 11.1     | 9.0 |
|      | 0.585* | 0.430* | 0.145* | 0.193* | 0.048* | (0.2699) |     |
| 0030 | -2.104 | 1.928  | 1.092  | 0.519  | 0.243  | 16.6     | 9.0 |
|      | 0.599* | 0.493* | 0.109* | 0.133* | 0.037* | (0.0549) |     |

-----  
\* STANDARD ERROR

LARGEST CHANGE = 0.004

334.2 181.0  
(0.0000)

| PARAMETER  | MEAN   | STN DEV |
|------------|--------|---------|
| ASYMPTOTE  | 0.211  | 0.174   |
| SLOPE      | 1.457  | 0.450   |
| LOG(SLOPE) | 0.328  | 0.322   |
| THRESHOLD  | -1.022 | 1.551   |

QUADRATURE POINTS AND POSTERIOR WEIGHTS:

|        | 1           | 2           | 3           | 4           | 5           |
|--------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| POINT  | -0.4000E+01 | -0.3111E+01 | -0.2222E+01 | -0.1333E+01 | -0.4444E+00 |
| WEIGHT | 0.3933E-03  | 0.3368E-02  | 0.2528E-01  | 0.1298E+00  | 0.3117E+00  |

|        | 6          | 7          | 8          | 9          | 10         |
|--------|------------|------------|------------|------------|------------|
| POINT  | 0.4444E+00 | 0.1333E+01 | 0.2222E+01 | 0.3111E+01 | 0.4000E+01 |
| WEIGHT | 0.3374E+00 | 0.1564E+00 | 0.3241E-01 | 0.3100E-02 | 0.1359E-03 |

286284 BYTES OF NUMERICAL WORKSPACE USED OUT OF 800000 IN PHASE-2

2592 BYTES OF CHARACTER WORKSPACE USED OUT OF 80000 IN PHASE-2

## Sobre

A versão eletrônica desse arquivo pode ser obtida em <http://www.feferraz.net>

Copyright (c) 1999-2005 Fernando Henrique Ferraz Pereira da Rosa.  
É dada permissão para copiar, distribuir e/ou modificar este documento sob os termos da Licença de Documentação Livre GNU (GFDL), versão 1.2, publicada pela Free Software Foundation;  
Uma cópia da licença em está inclusa na seção intitulada "Sobre / Licença de Uso".