

A PSICOMETRIA LINEAR DA ESCALAGEM ORDINAL: UMA  
APLICAÇÃO NA CARACTERIZAÇÃO DA IMPORTÂNCIA  
RELATIVA DE ATIVIDADES DE PRODUÇÃO EM  
CIÊNCIA E TECNOLOGIA

*Geraldo da Silva e Souza*<sup>1</sup>  
*Antônio Flávio Dias Ávila*<sup>2</sup>

RESUMO

Neste artigo mostra-se como o modelo matemático conhecido como Lei dos Julgamentos Categóricos pode ser utilizado para ordenar estímulos em importância segundo as percepções de uma população de juízes. Como aplicação, num contexto onde os estímulos são atividades de produção em ciência e tecnologia, determina-se, para a Embrapa Cerrados, a importância relativa dessas atividades segundo a visão do corpo de pesquisadores da instituição.

**Palavras-chave:** análise de dados categóricos, modelo de Thurstone, avaliação da pesquisa.

THE LINEAR PSYCHOMETRICS OF THE ORDINAL SCALING: AN APPLICATION  
IN THE CHARACTERIZATION OF THE RELATIVE IMPORTANCE OF  
PRODUCTION ACTIVITIES IN SCIENCE AND TECHNOLOGY

ABSTRACT

This article shows how one may use the mathematical model known as the Law of Categorical Judgment, to rank stimuli in importance following the perceptions of a population of judges. As an application, in a context where the stimuli are production activities in science and technology, we determine, for Embrapa Cerrados, the relative importance of those activities according to the views of the research staff of the institution.

**Key words:** Categorical data analysis, Thurstone's model, research evaluation.

INTRODUÇÃO

Considere um conjunto de  $r \geq 2$  estímulos  $S = \{S_1, \dots, S_r\}$  e um conjunto de  $m \geq 2$  categorias  $C = \{C_1, \dots, C_m\}$ . Um juiz, escolhido aleatoriamente numa população, classifica cada estímulo  $S_i$  em uma das categorias  $C_j$ . As categorias

---

<sup>1</sup> Pesquisador da Embrapa-SEA e Professor titular do Departamento de Estatística da Universidade de Brasília. E-mail: geraldo.souza@embrapa.br

<sup>2</sup> Pesquisador da Embrapa-SEA e Coordenador de Acompanhamento e Avaliação.  
E-mail: flavio.avila@embrapa.br

em  $C$  são mutuamente exclusivas e ordenadas em ordem crescente segundo uma característica de interesse. Neste contexto  $C_1 < C_2 < \dots < C_m$  representa a ordenação de  $C$ , i.e, relativamente a característica de interesse,  $C_1$  representa os impulsos menos intensos e  $C_m$  representa os impulsos mais intensos. Conjuntos de dados gerados por processos deste tipo são conhecidos como conjuntos de dados de natureza multinominal (várias classes de resposta) com escalagem ordinal (classificação de respostas em ordem crescente). São bastante comuns em trabalhos de natureza biológica, econométrica, social, psicométrica e administrativa. Veja-se por exemplo Souza et al. (1999), Macedo (1997), Sousa (1993), e McCullagh & Nelder (1989). Uma situação típica destes processos ocorre quando numa amostra de indivíduos cada um é chamado a manifestar sua opinião sobre determinadas atividades relativamente a algum critério. O termo atividade aqui pode se referir a indicadores, projetos ou ações de pesquisa, unidades administrativas de uma instituição ou um tipo de serviço para o qual se deseja acessar o nível de satisfação numa escala psicométrica. McCullagh & Nelder (1989, p.175) fornecem uma instância simples desta ordem de idéias onde os estímulos (atividades) são quatro tipos de queijo (A, B, C e D). O juiz (providor) manifesta a intensidade com que gosta ou não de cada tipo de queijo numa escala de 1 a 10 onde 1 representa "sabor muito ruim" e 10 "sabor excelente". Outros exemplos importantes podem ser encontrados em sistemas de avaliação e acompanhamento gerencial. O sistema de informações gerenciais da Embrapa, por exemplo, classifica os projetos da instituição quanto a qualidade na escala de 1 a 4. Veja Embrapa (1999). Com raras exceções, entre elas Sousa (1993) e Macedo (1997), estes ensaios são analisados numa escala contínua que depende crucialmente do valor dado as categorias de resposta. Pior, por vezes, no questionário enviado aos juízes, vies-se a análise a priori, com a omissão da classe intermediária da escala, com o intuito de evitar tendências a classificações no meio da escala. Quando avaliados na escala contínua os resultados serão viesados além de dependentes da escala. Veja Embrapa (1999) para um exemplo típico. Parece evidente esperar que uma análise estatística com um mínimo de bom senso de dados multinominais com escalagem ordinal seja independente da escolha das categorias e de seu número. Veja McCullagh & Nelder (1989, Cap. 5) para maiores detalhes sobre este comentário. Um modelo com tais propriedades pode ser derivado do trabalho de Thurstone (1927).

Em seu artigo seminal, Thurstone estabelece um modelo probabilístico de comportamento mental para descrever o processo de julgamento dos estímulos nas categorias ordenadas. Este modelo probabilístico induz um sistema de equações que associa os parâmetros dos estímulos e das categorias de resposta às frequências presentes na tabela de contingência. Este sistema de equações é conhecido como Lei dos Julgamentos Categóricos que pode aparecer nas versões linear e não-linear. A abordagem geral envolvendo modelos e regressões não-lineares não será discutida aqui. É apresentada em Souza (2000). A versão linear pertence a classe de modelos multinomiais discutida em McCullagh & Nelder (1989) sob a ótica de otimização da função de verossimilhança. Souza (2000), Saaty (1994), Johnson & Kotz (1989), Souza (1988) e Torgenson (1958) apresentam a teoria de Thurstone com detalhes. Notadamente Torgenson (1958).

Neste artigo nossa intenção é mostrar, através de uma aplicação de interesse estratégico para a Embrapa Cerrados, como o método de máxima verossimilhança pode ser utilizado na análise de dados gerados pela versão linear da Lei dos Julgamentos Categóricos e indicar como a mesma pode ser colocada num contexto semelhante ao estudado por Grizzle et al. (1969) para a análise de dados categóricos. A teoria de inferência associada a estas abordagens é flexível o suficiente não somente para estimar os parâmetros de estímulos, de categorias e importância relativa de estímulos, como também para testar a teoria de Thurstone. Nossa discussão é como se segue. Primeiramente apresenta-se a Lei dos Julgamentos Categóricos linear de Thurstone, as soluções de método de momentos e as abordagens de mínimos quadrados generalizados e de máxima verossimilhança. Depois trabalha-se a aplicação da Embrapa Cerrados, explorando-se as rotinas disponíveis no pacote estatístico SAS e, finalmente, apresenta-se um resumo das conclusões do artigo.

### A LEI DOS JULGAMENTOS CATEGÓRICOS

O modelo probalístico proposto por Thurstone (1927) pressupõe a presença de um continuum psicológico, representado pelo conjunto dos números reais. Quando um juiz se depara com o estímulo  $S_i$ , um mecanismo mental é acionado neste juiz gerando um valor de escala  $\mathbf{m}_i$  no continuum psicológico. De modo análogo as categorias  $C_j$  são projetadas nos valores  $\mathbf{t}_1 < \mathbf{t}_2 < \dots < \mathbf{t}_{m-1}$  do

contínuo psicológico. Deste modo  $(-\infty, \tau_1], (\tau_1, \tau_2], \dots, (\tau_{m-1}, +\infty)$  forma uma partição da reta real associada às categorias  $C_j$ . A classe  $C_1$  se associa ao primeiro intervalo da partição e a classe  $C_m$  ao último. A classificação de um estímulo em uma dessas categorias se dá segundo a seguinte regra: o estímulo  $S_i$  é colocado em  $\bigcup_{l=1}^j C_l$  se e somente se  $\mathbf{m}_i \leq \mathbf{t}_j$ . Devido a fatores de natureza estocástica um dado estímulo e uma dada categoria nem sempre projetam-se nos mesmos valores do continuum quando resubmetidos para avaliação por um mesmo juiz. Souza (1998) se refere a este processo como de psicologia comportamental da Lei de Thurstone. A psicologia comportamental superposta a psicologia diferencial, i.e, as diferenças em comportamento associados aos diferentes juízes presentes na amostra, levam naturalmente a hipótese de que, na realidade, as quantidades  $\mathbf{m}_i$  são médias de variáveis aleatórias  $\mathbf{X}_i$  com variâncias  $\mathbf{s}_i^2$  e que os  $\mathbf{t}_j$  são médias de variáveis aleatórias  $\mathbf{h}_j$  com variâncias  $\mathbf{f}_j^2$ . A formulação original deste modelo de comportamento mental impõe independência entre os estímulos e normalidade conjunta, isto é, os  $\mathbf{X}_i$  são não-correlacionados e os pares  $(\mathbf{x}_i, \mathbf{h}_j)$ , têm distribuição normal conjunta.

Denote por  $\mathbf{p}_{ij}$  a probabilidade de colocar o insumo  $S_i$  em uma das  $j$  primeiras categorias  $C_1, C_2, \dots, C_j$ . Vamos supor  $\mathbf{p}_{ij} > 0$  para qualquer escolha do par  $(i, j)$ . Temos:

$$\begin{aligned}
 P \left\{ S_i \in \bigcup_{l=1}^j C_l \right\} &= \mathbf{p}_{ij} \quad i=1, \dots, r, \quad j=1, \dots, m-1. \\
 &= P \left\{ \mathbf{x}_i \leq \mathbf{h}_j \right\} \\
 &= P \left\{ Z \leq - \frac{\mathbf{m}_i - \mathbf{t}_j}{\sqrt{\text{Var}(\mathbf{x}_i - \mathbf{h}_j)}} \right\}
 \end{aligned}$$

Seja  $g(\cdot)$  a função inversa da função de distribuição da normal padrão:

$$F(x) = \int_{-\infty}^x \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{t^2}{2}\right) dt$$

Portanto, a hipótese de normalidade leva ao sistema de equações

$$g(\mathbf{p}_{ij}) = - \frac{\mathbf{m}_i - \mathbf{t}_j}{\sqrt{\text{Var}(\mathbf{x}_i - \mathbf{h}_j)}} \quad i=1, \dots, r \quad j=1, \dots, m-1$$

que relaciona as probabilidades cumulativas  $\mathbf{p}_{ij}$  com os parâmetros  $\mathbf{m}_i$ ,  $\mathbf{t}_j$  e as variâncias do modelo de Thurstone. Evidentemente pode-se generalizar a projeção normal no continuum psicológico a fim de permitir o uso de outras distribuições. Tipicamente os competidores da resposta "probit" são dados pelas escalas logísticas e log-log. As funções  $g(\cdot)$  correspondentes são  $g(x) = \ln \{x/(1-x)\}$  e  $g(x) = \ln \{-\ln(1-x)\}$  respectivamente.

Suponha inicialmente que tenhamos observações suficientes para estimar as probabilidades  $\mathbf{p}_{ij}$ . Deste modo obtém-se a versão amostral seguinte da

Lei dos Julgamentos Categóricos:

$$g(\hat{\mathbf{p}}_{ij}) = -\frac{\mathbf{m}_i - \mathbf{t}_j}{\sqrt{\text{Var}(\mathbf{x}_i - \mathbf{h}_j)}} + u_{ij} \quad i=1, \dots, r \quad j=1, \dots, m-1$$

onde  $\hat{\mathbf{p}}_{ij}$  estima  $\mathbf{p}_{ij}$  e os vetores  $\mathbf{u}'_i = (u_{i1}, \dots, u_{im-1})$  são independentemente distribuídos com a matriz de variância diferente para cada  $i$ . A versão linear da Lei dos Julgamentos Categóricos assume  $\text{Var}(\mathbf{x}_i - \mathbf{h}_j)$  constante e portanto o modelo:

$$g(\hat{\mathbf{p}}_{ij}) = \mathbf{t}_j - \mathbf{m}_i + u_{ij} \quad i=1, \dots, r \quad j=1, \dots, m-1$$

Neste nível de generalidade os  $\mathbf{m}_i$  não são estimáveis. Como o interesse da análise está nos contrastes  $\mathbf{m}_i - \mathbf{m}_j$  o problema se resolve impondo  $\sum_i \mathbf{m}_i = 0$  ou fazendo um dos  $\mathbf{m}_i = 0$ . O método de estimação originalmente proposto para este modelo amostral foi o de mínimos quadrados ordinários. A solução de mínimos quadrados para os  $\mathbf{m}_i$  que satisfaz a restrição  $\sum_i \mathbf{m}_i = 0$  vem dada por:

$$\hat{\mathbf{m}}_i = -\frac{\sum_j g(\hat{\mathbf{p}}_{ij})}{m-1} + \bar{g}(\hat{\mathbf{p}}_{ij})$$

onde a barra representa a média aritmética sobre as  $r(m-1)$  observações.

O estimador de mínimos quadrados é ineficiente no sentido de que não tem variância mínima. Um estimador mais eficiente é o estimador de mínimos quadrados generalizados que leva em conta a matriz de variância do vetor residual. A abordagem se obtém desenvolvendo a função de ligação  $g(\cdot)$  em série de Taylor. O modelo linear resultante tem a estrutura da análise de dados

categoricos estudada em Grizzle et al. (1969). O nível de complexidade teórico e computacional desta discussão foge aos objetivos de nossa exposição aqui. Souza (2000) apresenta em detalhes esse desenvolvimento.

A alternativa competitiva do estimador de mínimos quadrados generalizados, e assintoticamente equivalente, é a do estimador de máxima verossimilhança. Esta tem a vantagem de poder ser utilizada mesmo na presença de frequências nulas na tabela de contingência. Alertamos contudo o leitor que ambas as abordagens podem não funcionar bem na presença de tabelas esparsas. Por esparsa entende-se uma tabela com uma proporção relativamente grande de células com frequência inferior a cinco. Por exemplo, quando os  $p_{ij}$  estão fora do intervalo  $[0,2;0,8]$  a análise exigirá um tamanho de amostra considerável. A escala logística parece ser mais sensível do que a inversa da normal na presença de tal patologia. Uma solução para o problema de frequência nula, e em geral das tabelas esparsas, é a adição de uma constante às células problemáticas ou mesmo a toda a tabela. Veja Forthofer & Lehnen (1981) para uma discussão mais detalhada sobre o problema. Uma abordagem comum que viabiliza o uso dos métodos de momento e o de mínimos quadrados generalizados é a substituição da frequência nula pelo valor  $1/m_i$  sendo  $m_i$  o total da linha  $i$  da tabela. Esta prática é adotada no Dreamsur, um software aplicativo para priorização de projetos em pesquisa agropecuária desenvolvido no âmbito do Procisur (1998). Na medida do possível aconselha-se a prática de amalgamar classes de resposta ou mesmo a eliminação de estímulos na tentativa de controlar o problema por meios não artificiais.

Na determinação do estimador de máxima verossimilhança assume-se que os totais de linha são fixos na tabela e procura-se pelo valor dos parâmetros  $m_i$  e  $t_j$  que maximizam a função:

$$\sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^m y_{ij} \ln(p_{ij})$$

onde  $p_{im} = 1 - \sum_{j=1}^{m-1} p_{ij}$  para cada linha  $i$  e:

$$p_{ij} = g^{-1}(\mathbf{p}_1 - \mathbf{m}_i)$$

$$p_{ij} = g^{-1}(\mathbf{t}_j - \mathbf{m}_i) - g^{-1}(\mathbf{t}_{j-1} - \mathbf{m}_i) \quad j = 2, \dots, m-1$$

sujeita a uma das restrições  $\sum_i \mathbf{m}_i = 0$  ou  $\mathbf{m}_r = 0$ . A vantagem computacional desta abordagem é que está implementada no SAS com a última restrição. É uma aplicação simples do PROC GENMOD. A versão linear da Lei dos Julgamentos Categóricos é um caso particular do modelo multinomial linear de escalagem ordinal estudado em McCullagh & Nelder (1989, Cap.5). As três funções de ligação competitivas estão disponíveis no procedimento bem como o acesso a verificação da adequabilidade do ajustamento via a análise de "deviance", do qui-quadrado de Pearson, da superdispersão e da significância dos contrastes  $\mathbf{m}_i - \mathbf{m}_j$ .

Souza (2000) define a importância relativa do estímulo  $S_i$  como sendo:

$$r_i = \frac{1}{m-1} \frac{\sum_{j=1}^{m-1} \frac{1-p_{ij}}{p_{ij}}}{\sum_{v=1}^n \frac{1-p_{vj}}{p_{vj}}}$$

Estas quantidades são pesos com soma 1. Para a função de ligação logística as quantidades

$$\frac{\frac{1-p_{ij}}{p_{ij}}}{\sum_{v=1}^n \frac{1-p_{vj}}{p_{vj}}} = \frac{e^{\mathbf{m}_i}}{\sum_v e^{\mathbf{m}_v}}$$

não dependem da categoria  $j$  e medem importância relativa no sentido de que quanto maior o valor de escala  $\mathbf{m}_i$  maior a importância do estímulo



correspondente. Neste contexto o estudo se as razões  $r_i/r_j$  diferem de 1 significativamente é equivalente aos estudo da significância dos contrastes  $m_i - m_j$ .

### MENSURANDO A IMPORTÂNCIA DE AÇÕES DE PRODUÇÃO EM CIÊNCIA E TECNOLOGIA

O processo de acompanhamento e avaliação da produção das unidades descentralizadas da Embrapa (centros de pesquisa) previsto no Sistema de Avaliação e Premiação por Resultados (Portugal et al., 1998) tem por base um conjunto de 37 indicadores de produção. Estes indicadores são classificados em quatro categorias principais de produção: produção técnico científica (publicação de artigos em periódicos indexados, de artigos em periódicos não-indexados, de capítulos de livros técnico-científicos, de artigos em anais de congresso e de resumos em anais de congresso e a orientação de teses de pós-graduação), produção de publicações técnicas (publicação de circulares técnicas, de comunicados, instruções e recomendações técnicas, de boletins de pesquisa, de periódicos, organização e editoração de livros e publicação de artigos na mídia), desenvolvimento de tecnologias, produtos e processos (lançamento e geração de cultivares, teste e recomendação de cultivares, evento elite, geração de raças, práticas e processos agropecuários, insumos agropecuários, processos agroindustriais, metodologias científicas, produção de máquinas, equipamentos e instalações, estirpes, monitoramento e zoneamento, produção de software e manutenção de bases de dados) e transferência de tecnologia e promoção de imagem (dias de campo, organização de eventos, palestras, participação em exposições e feiras, cursos oferecidos, estágios de nível médio, estágios de graduação, estágios de pós-graduação, produção de folders, produção de vídeos, unidades demonstrativas e de observação e reportagens tecnológicas). Veja Souza et al. (1999) para mais detalhes sobre estes indicadores de produção.

A análise da eficiência de produção de cada centro de pesquisa bem como o estabelecimento de suas metas de produção, no contexto do modelo da Embrapa, é determinada por um conjunto de indicadores quantitativos associados as variáveis de produção do sistema. Estes indicadores são, na realidade, médias

ponderadas cujo valores finais dependem criticamente da importância relativa (peso) dada a cada indicador dentro de sua categoria de produção respectiva. Em última análise, a importância relativa de uma ação de produção em ciência e tecnologia, numa unidade de pesquisa descentralizada da Embrapa, depende da sinalização, por parte da gerência da instituição, de duas variáveis. O peso relativo de um indicador dentro de sua categoria de produção respectiva e o peso relativo desta no conjunto de categorias de produção. A determinação destes pesos para cada unidade da Embrapa segue um processo de negociação complexo, envolvendo técnicos e gerentes e as nuances e diretrizes do modelo de gestão estratégica da Embrapa. Nesta seção vamos considerar apenas uma das dimensões envolvidas – o peso das categorias agregadas no processo de avaliação para um único centro de pesquisa, sob a ótica de seu quadro de pesquisadores.

A questão relevante que consideraremos aqui portanto será a seguinte. Sob a ótica de seu corpo técnico, como a Embrapa Cerrados ordena suas categorias de produção agregadas e com que intensidades relativas? Para obter tais informações elaborou-se um programa amostral envolvendo 66 pesquisadores da Embrapa Cerrados. Um questionário foi preparado para que cada um destes juízes manifestasse sua opinião sobre a importância que a unidade de pesquisa dá a cada categoria de produção. A escala utilizada foi de 1 a 5 com 1 representando menor intensidade e 5 a maior intensidade. A tabela de contingência desta pesquisa é apresentada na Tabela 1.

**Tabela 1. Importância das categorias de produção – Embrapa Cerrados.**

Categorias/Importância	1	2	3	4	5
Produção Técnico-científica	1	0	1	11	53
Produção de Publicações Técnicas	0	0	7	30	29
Desenvolvimento de Tec. Prod. e Processos	0	4	7	25	30
Transferência de Tec. e Promoção de Imagem	0	2	16	26	22

A Tabela 1 é evidentemente esparsa. Resolvemos o problema combinando as respostas 1, 2 e 3 numa única categoria representada pela acumulação até a resposta 3. Com esta amalgamação ajustamos as três funções de ligação – normal inversa, logística e log-log, ao modelo linear de Thurstone, via o método de mínimos quadrados (MQO), mínimos quadrados generalizados (MQG) e o da otimização da verossimilhança (EMV).

O procedimento no SAS que viabiliza o ajuste via o método da verossimilhança, como já acentuamos é o PROC GENMOD. O método de mínimos quadrados generalizados envolve um nível de programação mais complicado. Como o método é assintoticamente equivalente ao EMV daremos maior ênfase a este último neste artigo. No Apêndice apresentamos, a título de ilustração, os passos completos necessários para se obter o estimador EMV do SAS.

A Tabela 2 mostra as medidas de adequabilidade calculadas pelo SAS para as três funções de ligação disponíveis. A melhor performance é a da normal inversa ("probit"). A escala log-log apresenta superdispersão. Para informações mais detalhadas sobre as estatísticas constantes da Tabela 2 veja McCullagh & Nelder (1989).

**Tabela 2. “Deviance”, Função de Verossimilhança (V), Qui-quadrado (Pearson) e Superdispersão ( $S^2$ ).**

Função de ligação	gl	Deviance	V	Pearson	$\sigma^2$
Normal Inversa (“probit”)	3	2,1807	-242,0369	2,1665	0,7222
Logística (“logit”)	3	2,3701	-242,1318	2,3244	0,7748
Log-Log	3	3,9928	-242,9429	4,6109	1,5370

A Tabela 3 apresenta os resultados que obtivemos para as importâncias relativas das quatro categorias de produção. Com o intuito de ilustração e completude apresentamos na tabela os resultados obtidos com os métodos MQO, MQG e EMV. Não existem diferenças apreciáveis entre as três estimativas.

**Tabela 3. Importância relativa das categorias de produção – Embrapa Cerrados.**

Categorias/Método de Ajuste	MQO	EMV	MQG
Produção Técnico-científica	0,4735	0,4883	0,4875
Produção de Publicações Técnicas	0,2092	0,1966	0,1964
Desenvolvimento de Tec. Prod. e Processos	0,1854	0,1845	0,1849
Transferência de Tec. e Promoção de Imagem	0,1320	0,1506	0,1311

A Tabela 4 dá a significância das diferenças  $\mathbf{m}_i - \mathbf{m}_j$  e das razões  $r_i/r_j$ . As categorias de produção na tabela são representadas pelas letras a, b, c e d respectivamente. É notória a dominância da atividade de produção técnico-científica sobre as demais. De bastante interesse nesses resultados é o fato de que não se detecta diferença significativa entre as atividades de produção de publicações técnicas e de desenvolvimento de tecnologias, produtos e processos. A significância da diferença entre as categorias de desenvolvimento de tecnologias, produtos e processos e transferência de tecnologia e promoção de imagem é apenas marginal (8%). O mesmo ocorre com a diferença entre as categorias de publicações técnicas e transferência de tecnologia e promoção de imagem (4%).

**Tabela 4. Contrastes entre categorias de produção.**

Comparação	$\hat{\mu}_i - \hat{\mu}_j$	$r_i/r_j$	Qui-quadrado	Valor p
a-b	0,9096	2,4833	16,78	<0,0001
a-c	0,9732	2,6464	19,11	<0,0001
a-d	1,3186	3,7382	35,03	<0,0001
b-c	0,0636	1,0657	0,10	0,7472
b-d	0,4090	1,5054	4,34	0,0372
c-d	0,3454	1,4126	3,09	0,0786

## CONCLUSÃO

O artigo mostra como se pode modelar dados de questionários de pesquisa de opinião com respostas multinominais com categorias de respostas ordenadas, com o modelo linear que se deriva da Lei do Julgamentos Categóricos de Thurstone (1927). Este modelo é um caso particular de estruturas mais gerais estudadas em Souza (2000) e McCullagh & Nelder (1989). Uma das técnicas de análise estatística apropriada para análise de dados multinominais com respostas ordinais é a da otimização da verossimilhança. O PROC GENMOD do SAS disponibiliza esta abordagem permitindo o uso de três funções de ligação: escala normal inversa ("probit"), escala logística ("logit") e escala log-log.

A aplicação da teoria de Thurstone aos dados da Embrapa Cerrados, gerados por uma amostra representativa de pesquisadores, mostrou uma tendência forte e dominante da unidade às atividades de produção técnico-científica com peso de 49%. Praticamente não se detectam diferenças muito importantes entre as demais categorias de produção. Os resultados sugerem portanto que estas categorias poderiam na realidade ser agrupadas recebendo um peso comum da ordem de 17%.

A visão do corpo técnico da Embrapa Cerrados portanto é a de que este centro de pesquisa tem valoração fundamentalmente nas atividades de produção de natureza essencialmente acadêmica. Faz-se mister alertar aqui que os pesos finais dos atributos individuais de produção dependem também da distribuição dos pesos dos indicadores dentro das categorias. O efeito é multiplicativo. Isto não se estudou neste artigo. Contudo, face ao número excessivo de atributos nas categorias de natureza não técnico-científica, talvez sejam necessários alguns ajustes estratégicos na distribuição de pesos apresentada aqui, no sentido de afinar mais os objetivos da Embrapa Cerrados com os de P&D da Embrapa, uma vez que é de interesse gerencial da Embrapa valorizar também as outras categorias, especialmente num centro como a Embrapa Cerrados, onde as atividades de desenvolvimento e de transferência de tecnologia são fundamentais.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

EMBRAPA. Diretoria Executiva (Brasília, DF). **Sistema de Informação Gerencial da Embrapa**. Manual do Usuário. Brasília, 1999.

- GRIZZLE, J. E.; STAMER, C. F.; KOCK, G. G. Analysis of categorical data by linear models. **Biometrics**, v. 25, p.489-504, 1969.
- JOHNSON, L.; KOTZ, N. Thurstone's theory of comparative judgment. **Encyclopedia of Statistical Sciences**. New York: Wiley, 1989. v. 9, p.237-239.
- MACEDO, M. M. C. **The Process of Agricultural Technology Generation in Brazil**: a social study. England: University of Sussex, 1997. Ph.D. Dissertation.
- MCCULLAGH, P.; NELDER, J. A. **Generalized Linear Models**. 2nd ed New York: Chapman & Hall, 1989.
- PORTUGAL, A. D.; ÁVILA, A. F. D.; CONTINI, E.; SOUZA, G. Sistema de avaliação e premiação por resultados da Embrapa. **Revista do Serviço Público**, v. 49, n. 3, p.59-83, 1998.
- PROCISUR, Dreamsur, versión 2: **una Herramienta para Apoyar el Proceso de Priorización de la Investigación Agropecuaria**, Montevideo: IICA/Procisur, 1998.
- SAATY, T. L. **The Analytic Hierarchy Process**. Pittsburgh: RWS, 1994.
- SOUZA, I. S. F. de. **A sociedade, o cientista e o problema de pesquisa**. O caso do setor público agrícola brasileiro. São Paulo: Hucitec/Brasília: Embrapa-SPI, 1993. 234p.
- SOUZA, G. **Introdução aos modelos de regressão linear e não-linear** Brasília: Embrapa-SPI, 1998.
- SOUZA, G.; ALVES, E.; ÁVILA, A. F. D. Technical efficiency of production in agricultural research. **Scientometrics**, v. 46, n. 1, p.141-160, 1999.
- SOUZA, G. **The Law of Categorical Judgment Revisited**, Relatório de Pesquisa. Brasília: Embrapa-SEA, 2000.
- SOUZA, J. **Métodos de Escalagem Psicossocial**. Brasília: Thesaurus, 1988.
- TORGERSON, W. S. **Theory and Methods of Scaling**. New York: Wiley, 1958.

## APÊNDICE

Programação SAS para o ajuste do modelo linear da Lei dos Julgamentos Categóricos pelo método de máxima verossimilhança:

As instruções de programa aqui apresentadas devem ser digitadas, do mesmo modo que as listamos, no editor do pacote estatístico SAS. Após esta tarefa "clique" o comando de corrida ("run") para se obter os resultados estatísticos. Note que, na parte de entrada de dados, seguindo a instrução "cards", as categorias de produção são representadas por a (produção técnico científica), b (produção de publicações técnicas), c (desenvolvimento de tecnologias produtos e processos) e d (transferência de tecnologia e produção de imagem). No programa a opção *dist=multinomial* informa ao sistema que estamos lidando com resposta trinômiais. O comando *link=cumprobit* caracteriza a função de ligação, no caso a inversa da função de distribuição normal padrão. As outras opções possíveis são *link=cumlogit* e *link=cumcll*. O comando *aggregate=cat* serve ao propósito de informar ao sistema de que existem 4 distribuições trinômiais sendo comparadas e a opção *type1* testa a hipótese de mesma importância para todos os estímulos (igualdade de "tratamentos"). Os comandos *estimate* servem ao propósito de testar os vários pares de estímulos quanto a significância de suas diferenças e a opção *exp* solicita ao sistema o cálculo dos quocientes  $r_i/r_j$  com os respectivos desvios.

```
data cpac;
input freq cat$ resp@@;
cards;
53 a 4 11 a 3 2 a 2
29 b 4 30 b 3 7 b 2
30 c 4 25 c 3 11 c 2
22 d 4 26 d 3 18 d 2;
proc genmod data=cpac rorder=data;
freq freq;
class cat;
model resp=cat/dist=multinomial
link=cumprobit
```



```
                                aggregate=cat type1;  
estimate 'a-b' cat 1 -1      /exp;  
estimate 'a-c' cat 1 0 -1    /exp;  
estimate 'a-d' cat 1 0 0 -1 /exp;  
estimate 'b-c' cat 0 1 -1     /exp;  
estimate 'b-d' cat 0 1 0 -1 /exp;  
estimate 'c-d' cat 0 0 1 -1 /exp; run;
```

