

Referências bibliográficas

@Risk (2009). Manual do Usuário, versão @Risk 5.5.

ANP (2000). AGÊNCIA NACIONAL DO PETRÓLEO, GÁS NATURAL E BIOCOMBUSTÍVEIS. Portaria ANP nº 9 de 21 de Janeiro de 2000. Disponível em

[http://nxt.anp.gov.br/NXT/gateway.dll/leg/folder_portarias_anp/portarias_anp_tec/2000/janeiro/panp%209%20-%20202000.xml?f=templates\\$fn=default.htm&sync=1&vid=anp:10.1048/enu](http://nxt.anp.gov.br/NXT/gateway.dll/leg/folder_portarias_anp/portarias_anp_tec/2000/janeiro/panp%209%20-%20202000.xml?f=templates$fn=default.htm&sync=1&vid=anp:10.1048/enu). Acesso em 04/02/2010.

Brasil (1997). Lei 9478 de 06/08/1997. Disponível em <http://www.planalto.gov.br/ccivil/leis/L9478.htm>. Acesso em 23/03/2010.

CAPEN, E. C. (2001). "Probabilistic Reserves! Here at Last?" *Journal SPE Reservoir Evaluation & Engineering*, pp 387-394.

CARTER, P.J.; MORALES, E. (1998). "Probabilistic Addition of Gas Reserves Within a Major Gas Project" Paper SPE50113 in *SPE Asia Pacific Oil and Gas Conference and Exhibition* (Perth, Australia).

CICCHETTI, D.V.; FLEISS, J.L. (1977). Comparison of the null distributions of weighted kappa and the C ordinal statistic. *Applied Psychological Measurement 1*, 195-201.

COHEN, J. (1968). Weighted kappa: Nominal scale agreement provision for scaled disagreement or partial credit. *Psychological Bulletin*. Vol.70, Iss.4;p.213-20.

DELFINER, P.; BARRIER, R. (2004) "Partial Probabilistic Addition: A Practical Approach for Aggregating Gas Resources." Paper SPE 90129 in *SPE Annual Technical Conference and Exhibition* (Houston, Texas, USA).

ELK, J.F.V.; VIJAYAN, D.K.; GUPTA, D.R. (2000). "Probabilistic Addition of Reserves: A New Approach." Paper SPE 64454 in *SPE Asia Pacific Oil and Gas Conference and Exhibition* (Brisbane, Australia).

ELK, J.F.V.; GUPTA, R.; WANN, D. (2008). "Probabilistic Aggregation of Oil and Gas Field Resource Estimates and Project Portfolio Analysis" Paper SPE 116395 in *SPE Asia Pacific Oil and Gas Conference and Exhibition* (Perth, Australia).

ETHERINGTON, J.R.; HUNT, E.J.; ADEWUSI, A. (2001). "Aggregating Reserves and Resources for Portfolio Management." Paper SPE 71424 in *SPE Annual Technical Conference and Exhibition* (New Orleans, Louisiana, USA).

ETHERINGTON, J.R. (2009). “Reserves & Resources Evaluations using Probabilistic vs Deterministic Methods”. In *SPE Petroleum Reserves Estimation Workshop* (Rio de Janeiro, Brasil).

EXXON MOBIL (2009). **Outlook for Energy: A View to 2030**. Disponível em http://www.exxonmobil.com/Corporate/energy_o_view.aspx. Acesso em 14/06/2010.

GAIR, R. (2003). "Integrating Deterministic and Probabilistic Reserves." Paper SPE 82000 in *SPE Hydrocarbon Economics and Evaluation Symposium* (Dallas, Texas, USA).

GAVANCHO, K.Y.S. (2002). **Seleção de Carteiras de Projetos de Produção de Petróleo e Gás por Algoritmos Genéticos**. Tese de Doutorado - Departamento de Engenharia Elétrica, PUC-Rio, Rio de Janeiro.

HOOPER III, H.T. (2001). “Probabilistic Prospect Evaluation With Spreadsheets” Paper SPE 68594 presented at the *2001 SPE Hydrocarbon Economics and Evaluation Symposium*, Dallas, Texas, Apr. 2-3.

LANDIS, J.R.; KOCH, G.G. (1977). *The measurement of observer agreement for categorical data*. **Biometrics**. Vol. 33, pp. 159–174.

MARKOWITZ, H. (1952). Portfolio Selection. **Journal of Finance**, v. 7, n. 1.

NEWENDORP, P.D. (1983). “A Strategy for Implementing Risk Analysis,” Paper SPE 11299 presented at the *SPE Hydrocarbon Economics and Evaluation Symposium*, Dallas, Texas, Mar. 3-4.

ONIP (2010). ORGANIZAÇÃO NACIONAL DA INDÚSTRIA DO PETRÓLEO. Mini Glossário – Disponível em http://www.onip.org.br/main.php?idmain=informacoes&mainpage=mini_glossario.htm. Acesso em 31/08/2010.

PACKHAM, N.; SCHMIDT, W. M. (2008). *Latin Hypercube Sampling with Dependence and Applications in Finance*. Working Paper Series. Frankfurt School of Finance & Management. Disponível em http://www.frankfurt-school.de/content/de/research/Publications/list_of_publication0.html. Acesso em 17/11/2009.

PETROBRAS (2010). Plano estratégico 2010-2014. Disponível em <http://www.petrobras.com.br/pt/quem-somos/estrategia-corporativa/>. Acesso em 12/04/2011.

ROSS, J.G. (2001). “Chapter 2 Petroleum Resources Classification and Definitions” in *Guidelines for the Evaluation of Petroleum Reserves and Resources - A Supplement to the SPE/WPC Petroleum Reserves Definitions and the SPE/WPC/AAPG Petroleum Resources Definitions* - Society of Petroleum Engineers.

SAATY, T.L. (1991). **Método de Análise Hierárquica**. São Paulo: McGraw-Hill Pub. Co. 367 p.

SAATY, T.L. (1980). **The Analytic Hierarchy Process: Planning, Priority Setting, Resource Allocation**. New York: McGraw-Hill International Book Co., 287 p.

SALIBY, E.; MOREIRA, F.F.P. (2002). An Empirical Evaluation of Sampling Methods in Risk Analysis Simulation: Quasi-Monte Carlo, Descriptive Sampling and Latin Hypercube Sampling. In: *Proceedings of the 2002 Winter Simulation Conference* [edited by E. Yucesan, C-H Chen, J.L. Snowdon and J.M.Charnes].

SEC (2009). SECURITIES AND EXCHANGE COMISSION. “Modernization of Oil and Gas Reporting; Final Rule” – Part II. Disponível em <http://www.sec.gov/rules/final/2009/33-8995fr.pdf>. Acesso em 19/05/2010.

SPE-PRMS (2007). SPE/WPC/AAPG/SPEE Petroleum Resources Management System. Disponível em http://www.spe.org/industry/docs/Petroleum_Resources_Management_System_2007.pdf. Acesso em: 22/02/2011.

SWINKELS, W.J.A.M. (2001). “Chapter 6 Aggregation of Reserves” in *Guidelines for the Evaluation of Petroleum Reserves and Resources - A Supplement to the SPE/WPC Petroleum Reserves Definitions and the SPE/WPC/AAPG Petroleum Resources Definitions* - Society of Petroleum Engineers.

Apêndice I – Comparação entre os Softwares @Risk e Crystal Ball

A fim de realizar a simulação por amostragem é necessária a utilização de um software que disponibilize esta ferramenta. No mercado existem alguns aplicativos que a fornecem como, por exemplo, o @Risk da Palisade e o Crystal Ball da Oracle, sendo estes os mais difundidos. Ambos fazem interface com o software Microsoft Excel.

Com o intuito de avaliar qual produto melhor se adéqua à metodologia foram realizados testes e análises nos dois softwares. Essa avaliação foi dividida nas seguintes categorias:

- Aspectos Gerais
- Modelagem
- Simulação
- Resultados

O objetivo desta análise foi identificar as principais diferenças entre os dois softwares, tendo como fontes de informação o Manual do Usuário do @Risk 5.5 e o Manual do Usuário do Crystal Ball 7.3, além da elaboração de arquivos-teste.

Em relação à categoria Aspectos Gerais, o objetivo da avaliação foi identificar como se processa a interface com o usuário e a compatibilidade da informação gerada. A Tabela 17 apresenta os resultados desta avaliação.

Tabela 17: Avaliação de Aspectos Gerais

Aspectos Gerais	@RISK 5.5	Crystal Ball 7.3
Tratamento de Funções	Todas as funções de distribuição de probabilidade do @Risk estão no formato das funções de Excel, sendo possível visualizá-las na barra de fórmulas. As distribuições podem ser definidas em fórmulas, com seus argumentos podendo incluir expressões matemáticas, além de células/ranges referenciados, que podem ser diretamente digitados ou adicionados ao clicar em células.	As funções do Crystal Ball são externas ao Excel, não sendo possível visualizá-las na barra de fórmulas. O referenciamento de células é limitado e além disso comandos como copiar e colar requerem comandos próprios do Crystal Ball para serem executados. As distribuições não podem ser definidas em fórmulas.
Interface	A interface das janelas e o tratamento da informação é feita de forma similar a qualquer outro aplicativo Office.	A interface do Crystal Ball é boa, contudo o @Risk é mais familiar ao usuário devido a uma proximidade maior com o padrão Windows.
Compatibilidade com Versões Anteriores	Arquivos elaborados em versões anteriores podem ser visualizados normalmente em versões posteriores e vice-versa.	O Crystal Ball não é totalmente compatível com todas as suas versões anteriores.

Na categoria Modelagem, o objetivo foi identificar os diferentes recursos e restrições na modelagem de dados. A Tabela 18 apresenta os resultados desta avaliação.

Tabela 18: Avaliação de Recursos e Restrições na Modelagem

Modelagem	@RISK 5.5	Crystal Ball 7.3
Capacidade	Podem ser elaborados modelos com 100.000 variáveis.	Segundo o manual do Crystal Ball 7.3 "não devem ser definidas mais do que 1.000 inputs e outputs por planilha".
Funções de Distribuição Disponíveis	Contém um total de 39 distribuições, incluindo todas as presentes no Crystal Ball.	Contém 21 distribuições.
Biblioteca	Um banco de dados em SQL está disponível para compartilhar funções de distribuição de probabilidade com outros usuários, com o intuito de assegurar consistência nas modelagens em um grupo de trabalho.	Não apresenta este recurso.
Atribuição de distribuições a partir de dados discretos	Atribui tanto distribuições contínuas como discretas.	Atribui apenas distribuições contínuas.
Atribuição de Correlações aos Inputs	A atribuição de correlações é simples e de fácil edição.	A atribuição é simples, contudo a edição posterior requer comandos próprios do Crystal Ball.

O objetivo da avaliação da categoria Simulação foi identificar os diferentes recursos no tratamento da informação modelada. A Tabela 19 apresenta os resultados desta avaliação.

Tabela 19: Avaliação de Recursos de Simulação

Simulação	@RISK 5.5	Crystal Ball 7.3
Análise de Stress	O usuário pode selecionar inputs para sofrerem uma amostragem diferenciada durante a simulação a fim de avaliar diferentes situações de stress.	Não apresenta este recurso.
Análise Avançada de Sensibilidade	Fornecer indicadores que permitem uma avaliação mais detalhada dos inputs selecionados.	Não apresenta este recurso.
Goal Seek	Encontra condições iniciais para um determinado resultado da simulação.	Não apresenta este recurso.

Finalmente na categoria Resultados, o objetivo foi avaliar o layout da informação e o compartilhamento da mesma por diferentes usuários. A Tabela 20 apresenta os resultados desta avaliação.

Tabela 20: Avaliação da Informação Contida nos Resultados

Resultados	@RISK 5.5	Crystal Ball 7.3
Gráficos	A customização de gráficos é feita de forma simples, além de existir a possibilidade de exportá-los em formato Excel.	A customização é limitada em comparação ao @Risk. Os gráficos apenas são exportados como figuras.
Relatórios	As informações contidas nos relatórios são de fácil customização, assim como seu <i>layout</i> .	A customização é limitada em comparação com o @Risk.
Salvar Informações de uma Simulação	Os resultados de uma simulação podem ser salvos diretamente no arquivo, o que facilita o compartilhamento com outros usuários.	Não apresenta este recurso.

A partir da informação contida nas quatro tabelas anteriores é possível concluir que o @Risk é o software mais apropriado para a metodologia Aprova, uma vez que apresenta maior flexibilidade no tratamento da informação, assim como uma interface mais simples para o usuário.

Apêndice II – Truncamento das Distribuições

Para considerar a correlação entre algum dos componentes econômicos do fluxo de caixa e a produção é necessário realizar o truncamento da distribuição de probabilidade do componente econômico. O truncamento ocorre de forma a correlacionar o cenário de produção em avaliação (P90, P50 ou P10) com a distribuição do componente.

A fim de apresentar o método de truncamento, inicialmente será descrito um exemplo onde se utilizará a entrada *Custo Variável*. A correlação entre essa entrada e os cenários de *Produção* será considerada alta. A distribuição escolhida para o *Custo Variável* foi uma Normal (10,2) e foi realizada de maneira aleatória, apenas para fins de exemplificação.

A distribuição-exemplo do *Custo Variável* é apresentada em sua totalidade na Figura 32:

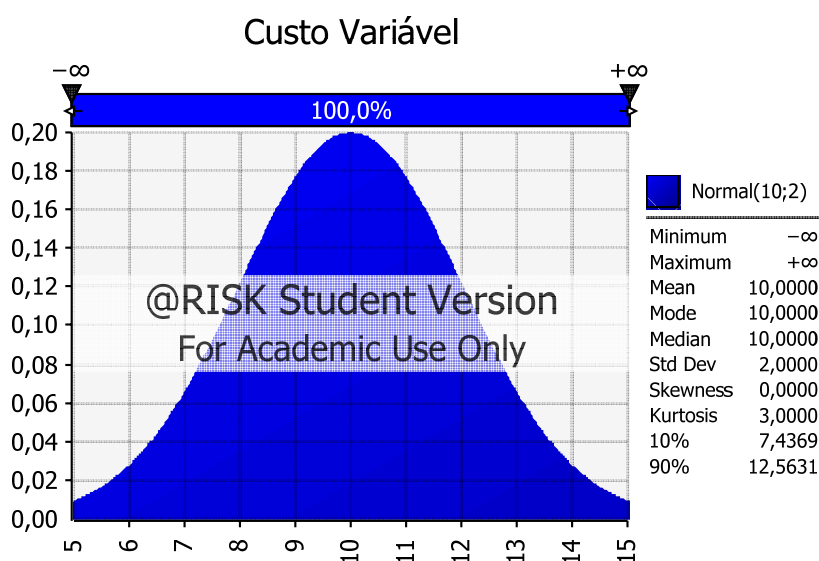


Figura 31: Distribuição de Probabilidade do Componente Custo Variável

Serão considerados três cenários de produção (baixo, médio e alto). Como existe uma alta correlação, cada cenário terá um conjunto de amostragem diferente para a realização da simulação por Hipercubo Latino.

A seguir são apresentados os truncamentos para cada cenário:

1. Cenário de baixa produção:

A Figura 33 ilustra a distribuição do *Custo Variável* truncada, disponibilizando apenas os valores baixos para a simulação por amostragem (cauda esquerda da distribuição total).

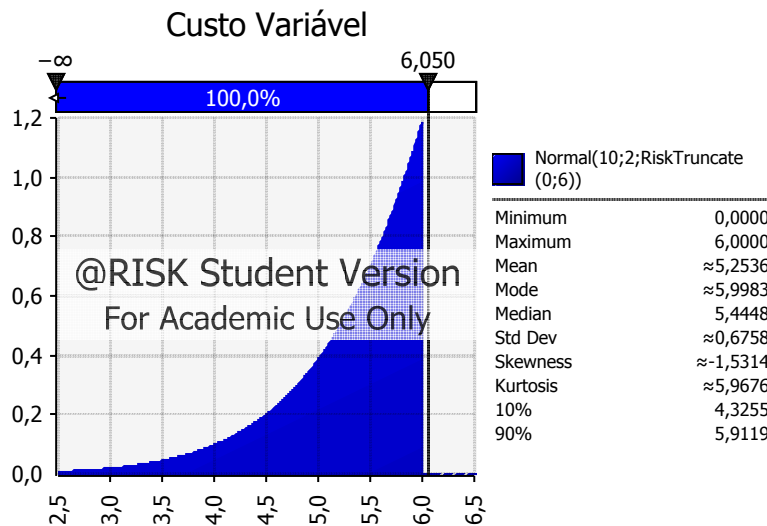


Figura 32: Distribuição de Probabilidade do Componente Custo Variável Truncada para um Cenário de Baixa Produção

O conjunto de amostragem do truncamento reflete o *cenário de baixa produção*, pois disponibiliza apenas os valores mais baixos da curva de *Custo Variável*.

2. Cenário de média produção:

A Figura 34 ilustra a distribuição do *Custo Variável* truncada, disponibilizando apenas os valores medianos para a simulação por amostragem (centro da distribuição total).

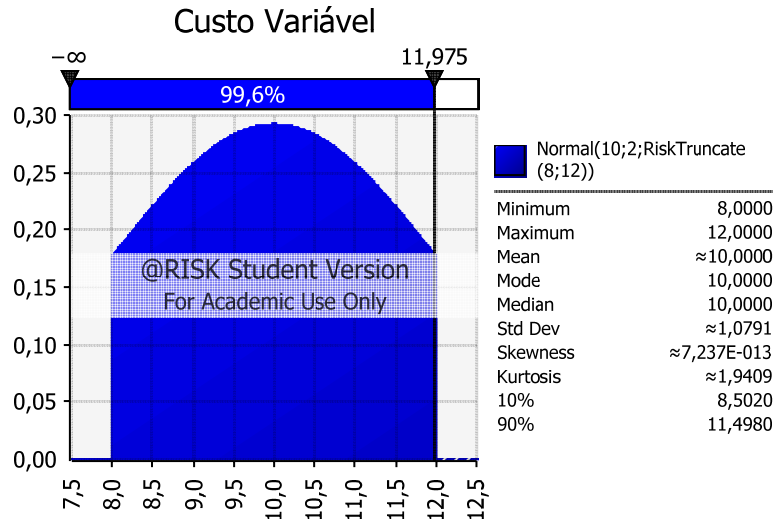


Figura 33: Distribuição de Probabilidade do Componente Custo Variável Truncada para um Cenário de Média Produção

O conjunto de amostragem do truncamento reflete o *cenário de média produção*, pois disponibiliza apenas os valores intermediários da curva de *Custo Variável*.

3. Cenário de alta produção:

A Figura 35 ilustra a distribuição do Custo Variável truncada, disponibilizando apenas os valores altos para a simulação por amostragem (cauda direita da distribuição total).

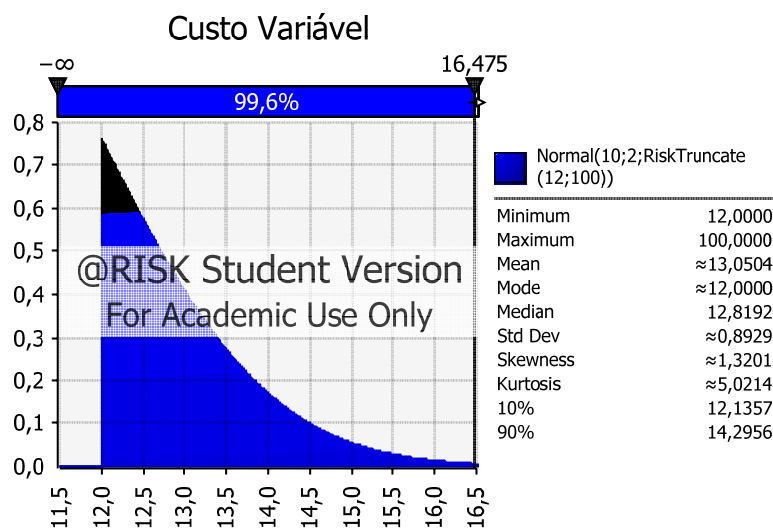


Figura 34: Distribuição de Probabilidade do Componente Custo Variável Truncada para um Cenário de Alta Produção

O conjunto de amostragem do truncamento reflete o *cenário de alta produção*, pois disponibiliza apenas os valores mais altos da curva de *Custo Variável*.

Vale ressaltar que caso a correlação fosse zero os intervalos de amostragem seriam a distribuição completa, refletindo assim a total independência entre as variáveis.

As fórmulas para o cálculo dos intervalos de truncamento estão em função da correlação e do cenário de produção.

A fórmula utilizada para determinar o limite inferior do intervalo de truncamento é:

$$L_i = (1 - p) - (1 - c)$$

Onde:

L_i = Limite inferior do intervalo de amostragem em função do cenário de produção e da correlação.

p = Valor absoluto correspondente a probabilidade do cenário de produção (P90 = 0,90, P50 = 0,50 e P10 = 0,10)

c = Correlação entre a produção e o componente do fluxo de caixa em valor absoluto (Ex: Correlação de 50% = 0,50)

Caso a fórmula forneça um valor negativo para o limite inferior, deverá ser considerado o P100 (valor mínimo da distribuição).

A fórmula utilizada para determinar o limite superior do intervalo de truncamento é:

$$L_s = (1 - p) + (1 - c)$$

Onde:

L_s = Limite superior do intervalo de amostragem em função do cenário de produção e da correlação

p = Valor absoluto correspondente a probabilidade do cenário de produção (P90 = 0,90, P50 = 0,50 e P10 = 0,10)

c = Correlação entre a produção e o componente do fluxo de caixa em valor absoluto (Ex: Correlação de 50% = 0,50)

Caso a fórmula forneça um valor acima de 1 para o limite superior, deverá ser considerado o P0 (valor máximo da distribuição).

Apêndice III – Estimação de Mínimos e Máximos das Curvas de Reservas

A estimativa mais simples para a Curva Probabilística de Reservas é a ligação dos valores dos percentis por equações lineares. Na ferramenta Aprova-Agreg, isto é realizado pela função *RiskCumul* do @Risk. Os parâmetros de entrada desta função são os percentuais cumulativos (P90, P50 e P10) e os valores de mínimo (P100) e máximo (P0).

Caso os valores de mínimo e máximo não estejam disponíveis, pode-se estimá-los. O método escolhido para a estimação dos percentis cumulativos P100 e P0 neste estudo foi o Método Linear Constante.

O presente método assume que não há variação na inclinação dos segmentos. A Figura 36 apresenta o comportamento das inclinações estimadas nesse caso.

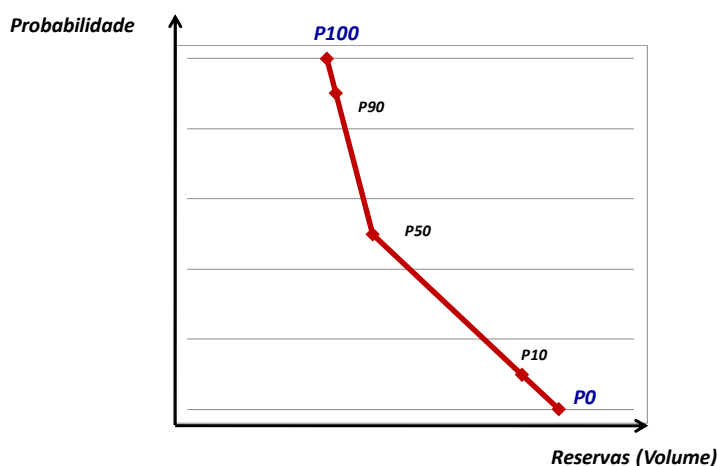


Figura 35: Estimação das Inclinações da Curva de Reservas

O segmento de reta que une os percentis P100 e P90 possui a mesma inclinação que o segmento que une P90 e P50. De forma análoga é calculada a inclinação do segmento que une P10 e P0.

A estimação pode ser obtida através das equações:

$$\overline{X_{min}} = X_{menor} - \frac{Y_{menor} \times \Delta X_{menor}}{\Delta Y_{menor}}$$

Onde:

X_{min} = Valor mínimo de X

X_{menor} = Menor valor do eixo X

Y_{menor} = Valor de Y correspondente ao menor valor do eixo X

ΔX_{menor} = Diferença entre o menor e o segundo menor valor do eixo X

ΔY_{menor} = Valor de Y correspondente à diferença entre o menor e o segundo menor valor do eixo X

$$\overline{X}_{max} = X_{mator} + \frac{(1 - Y_{mator}) \times \Delta X_{mator}}{\Delta Y_{mator}}$$

Onde:

X_{max} = Valor máximo de X

X_{maior} = Maior valor do eixo X

Y_{maior} = Valor de Y correspondente ao maior valor do eixo X

ΔX_{maior} = Diferença entre o maior e o segundo maior valor do eixo X

ΔY_{maior} = Valor de Y correspondente à diferença entre o maior e o segundo maior valor do eixo X

Apêndice IV – Cálculo do Vetor de Influência dos Fatores e da Taxa de Consistência

Vetor de Influência dos Fatores

Segundo Saaty (1980), as influências relativas dos fatores são obtidas por meio da estimativa do autovetor referente ao maior autovalor da matriz de pesos. Esse autovetor é estimado através da normalização do vetor gerado pelas médias geométricas de cada linha da matriz.

A seguir é apresentado o cálculo do vetor de médias geométricas:

$$\vec{V} = \sqrt[n]{\prod_{j=1}^n a_{ij}}$$

Para $i = 1, 2, \dots, n$

Onde:

V = Vetor das médias geométricas das linhas da matriz

a_{ij} = Elemento da linha i e da coluna j da matriz

n = Ordem da matriz

A normalização desse vetor gera a estimativa do autovetor:

$$\omega = \frac{\vec{V}}{\sum_{i=1}^n v_i}$$

Onde:

ω = Estimativa do autovetor

v_i = i -ésimo elemento do vetor V

n = Ordem da matriz

Taxa de Consistência

A fim de obter uma análise representativa, é preciso haver consistência nos julgamentos da importância relativa dos fatores. Por exemplo, se existem três fatores A , B e C , onde A é duas vezes mais importante que B e B é três vezes mais importante que C , logo é esperado que A seja algo em torno de 6 vezes mais

importante que C . Para calcular essa consistência, Saaty (1980) modelou um indicador chamado de *Taxa de Consistência*. Essa taxa mede o quão consistente foram os julgamentos em relação a amostras de julgamentos puramente aleatórios. Se a taxa exceder o valor de 0,10 os julgamentos não são confiáveis porque estão muito próximos da aleatoriedade, havendo a necessidade de se repetir a análise.

A *Taxa de Consistência* é calculada por meio da estimativa do maior autovalor da matriz e sua relação com uma tabela de julgamentos aleatórios.

A estimativa do maior autovalor é realizada por meio da média dos autovalores da matriz. Vale ressaltar que a quantidade de autovalores é a mesma do número de linhas da matriz, ou seja, sua ordem. O cálculo dos autovalores é determinado pela equação a seguir:

$$\lambda \omega = A \omega$$

Onde:

A = Matriz de pesos

λ = Autovalor

ω = Autovetor da matriz A

Uma vez calculados os autovalores, deve-se estimar o maior autovalor.

$$\overline{\lambda_{\text{máx}}} = \frac{\sum \lambda_i}{n}$$

Onde:

$\lambda_{\text{máx}}$ = Estimativa do maior autovalor da matriz

λ_i = i -ésimo autovalor da matriz

n = Ordem da matriz

Para o cálculo da *Taxa* é preciso encontrar antes o *Índice de Consistência*, que é calculado da seguinte forma:

$$CI = \frac{\overline{\lambda_{\text{máx}}} - n}{n - 1}$$

Outro componente do cálculo da *Taxa* é a *Consistência para Julgamentos Aleatórios*, que é obtida por meio da tabela de julgamentos aleatórios em função da ordem da matriz. A Tabela 21 apresenta essa tabela de julgamentos aleatórios.

Tabela 21: Tabela de Consistência de Julgamentos Aleatórios

Ordem da Matriz	Consistência Aleatória
1	0,00
2	0,00
3	0,58
4	0,90
5	1,12
6	1,24
7	1,32
8	1,41
9	1,45
10	1,49
11	1,51
12	1,48
13	1,56
14	1,57
15	1,59

A partir da Tabela 21 é possível obter o valor da consistência aleatória e calcular a *Taxa de Consistência*, que é expressa pela equação a seguir:

$$CR = \frac{CI}{f(n)}$$

Onde

CI é o Índice de Consistência

$f(n)$ é Consistência Aleatória em função da ordem da matriz de julgamentos

Apêndice V – Análise de Consistência Lógica da Matriz de Correlações

As avaliações de fatores qualitativos devem ser submetidas a um teste para garantir a consistência individual dos examinadores. Por exemplo, se existem três projetos *A*, *B* e *C*, onde *A* possui uma alta correlação com *B* e *B* possui uma alta correlação com *C*, é esperado que *A* e *C* sejam fortemente correlacionados. Segundo o @Risk (2009), para uma matriz ser considerada consistente ela deve ser positiva semi-definida ou positiva definida, ou seja, não deve apresentar autovalores negativos. O software @Risk realiza esse teste, que é apresentado na Figura 37.

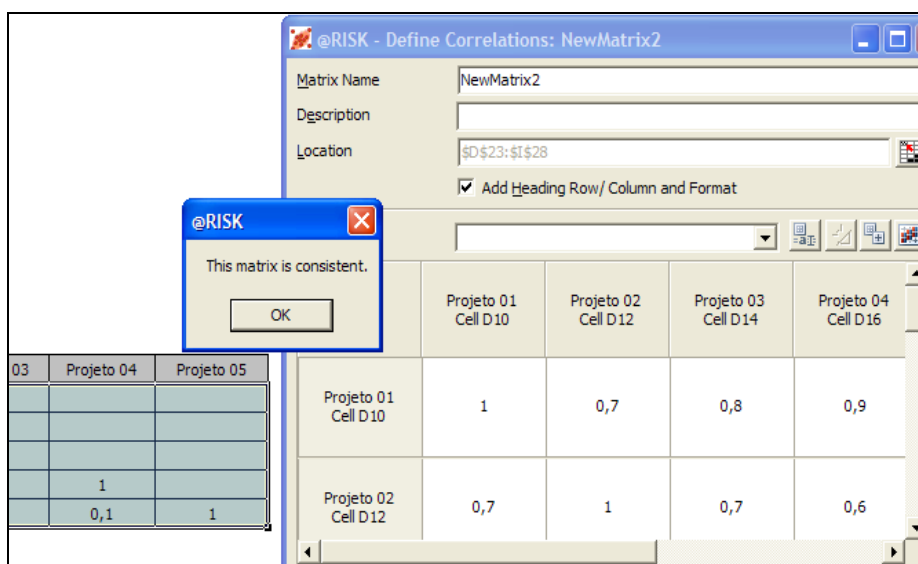


Figura 36: Teste de Consistência do @Risk

Caso o resultado do teste indique inconsistência deve ser feita uma nova avaliação.

Apêndice VI – Teste Kappa

Caso os coeficientes de correlações de um determinado fator sejam avaliados pelo julgamento subjetivo individual de mais de um especialista, as matrizes de correlações devem ser submetidas ao Teste Kappa. O objetivo do Teste Kappa é indicar o grau de concordância na avaliação dos examinadores.

A Figura 38 apresenta um exemplo de divergência clara entre matrizes avaliadas por dois examinadores.

Fator Qualitativo Geologia

Examinador X	Entidade 1	Entidade 2	Entidade 3
Entidade 1	1		
Entidade 2	0	1	
Entidade 3	0	0	1

Examinador Y	Entidade 1	Entidade 2	Entidade 3
Entidade 1	1		
Entidade 2	1	1	
Entidade 3	1	1	1

Figura 37: Divergência na Análise Individual de Dois Examinadores no Fator Geologia

Na Figura 38, o Examinador X considera que todas as entidades são independentes entre si, ou seja, possuem correlação 0. Já o Examinador Y as considera totalmente dependentes, com correlações iguais a 1. É possível verificar que individualmente os examinadores são consistentes, mantendo a consistência lógica das matrizes, contudo não existe concordância entre as avaliações.

Um indicador que quantifica essa *concordância* é o *Kappa Ponderado* elaborado por Jacob Cohen. Este método permite atribuir pesos para cada par de respostas, de modo a se obter diferentes graus de concordância (Cohen, 1968).

A fim de se realizar uma análise mais representativa para o caso da avaliação de correlações entre entidades de reservas, propõe-se a utilização deste índice com um ajuste de amortecimento. A equação a seguir apresenta o índice amortecido:

$$k_{\text{amortecido}} = \frac{\sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^r w_{ij} \pi_{ij} - \frac{\sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^r w_{ij} \pi_{i, \pi_j}}{n}}{1 - \frac{\sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^r w_{ij} \pi_{i, \pi_j}}{n}}$$

Onde:

π_{ij} é a proporção do indivíduos que são classificados na i -ésima categoria pelo examinador 1 e na j -ésima categoria pelo examinador 2;

w_{ij} são pesos atribuídos as proporções;

r é o número de categorias da escala de correlações;

n é o número de pares de entidades de reservas.

Os pesos w_{ij} devem seguir a seguinte formulação elaborada por Cicchetti e Fleiss (1977):

$$w_{ij} = 1 - \frac{|i - j|}{r - 1}$$

Essa formulação gera um decréscimo linear em relação à concordância total. A Tabela 22 apresenta os pesos:

Tabela 22: Pesos w_{ij} para Diferentes Categorias de Concordância

Pesos	0	0,3	0,5	0,7	1
0	1				
0,3	0,75	1			
0,5	0,50	0,75	1		
0,7	0,25	0,50	0,75	1	
1	0,00	0,25	0,50	0,75	1

Quando há concordância, o índice Kappa Ponderado Amortecido retorna um número entre 0 e 1. A escala da Tabela 23 deve ser utilizada para a interpretação deste resultado:

Tabela 23: Escala do Índice Kappa Ponderado

Kappa	Concordância
< 0	Não há
0.0 – 0.30	Pobre
0.31 – 0.50	Fraca
0.51 – 0.70	Moderada
0.71 – 0.90	Substancial
0.91 – 0.99	Quase perfeita
1.00	Perfeita

A Tabela 23 está baseada na interpretação de Landis e Koch (1977) para o índice Kappa. É sugerido que haja pelo menos um grau de *Concordância Substancial* entre cada par de avaliadores. Uma vez que os examinadores foram avaliados par a par e foi constatada a consistência cruzada, é preciso consolidar as matrizes.