

6

Análise do Value – at – Risk

Em complemento ao capítulo anterior, onde foram constituídas carteiras com base na otimização no contexto do Modelo de Índice Único e por Medida Ômega, neste capítulo iremos abordar os modelos gerados por estas carteiras e comparar com os respectivos *backtesting*, gerado quando analisamos a aderência dos modelos construídos com o comportamento da série no terceiro intervalo da nossa análise.

Como dito anteriormente no início deste estudo, duas formas de cálculo do VaR serão adotadas, a simulação gerada com base na Teoria dos Valores Extremos (T.V.E.), e a Simulação de Monte Carlo, abordadas no capítulo 4. Lembrando que, uma vez colhidas as amostras dos retornos das ações, iremos constituir 3 períodos para análise, sendo o primeiro para formação da carteira, o segundo para identificação e cálculo dos parâmetros necessários à estimação do nosso modelo e o terceiro para verificar a aderência do nosso modelo à série de retornos da carteira.

Para cada uma das metodologias para o cálculo do *VaR* propostas, usamos como *input* 4 carteiras formadas por cada uma das metodologias para cada período, o que nos resulta um total de 8 carteiras para cada período e contribui para o estudo ganhar alguma musculatura na análise dos resultados. Como são 5 períodos de formação de carteiras, no total teremos 45 carteiras para analisar os resultados. Não é um número satisfatoriamente grande, mas penso que dentro das limitações de tempo e operacionais, foi suficiente para atribuir robustez e confiabilidade à análise deste estudo.

Considerações gerais

Conforme Souza (1999), para implementar sistemas de estimação de VaR nos deparamos com a questão de validação das metodologias. Essa questão está ligada à idéia de tamanho da amostra. Ou seja, indaga-se se o tamanho da amostra

para estimação do modelo e o conjunto de observações destinado a validá-lo são confiáveis. Na verdade, não existe um consenso sobre qual o tamanho ótimo da janela de estimação.

Vamos supor que escolhemos uma janela de tamanho fixo. Ela será sensível a *outliers*, mas uma janela de tamanho variável, crescente, pode carregar o efeito de observações mais antigas, que já não se relacionam com a realidade. Contudo, o tamanho da janela deve depender do modelo utilizado e da probabilidade do VaR que se pretende estimar. No caso deste estudo, que estamos interessados na ocorrência de probabilidades mais baixas, ou seja, as menores frequências, devemos optar por uma janela que capte a maior quantidade de dados possível.

Simulações

Conforme mencionado no capítulo 4, iremos usar o segundo intervalo de cada carteira constituída para obtermos os parâmetros para o cálculo do VaR com base na T.V.E. e na SMC. Para a T.V.E., precisamos encontrar o parâmetro de forma de cauda k , e para isso usaremos os Hill-plots. Para a SMC, não há parâmetros a serem calculados, mas precisamos simular as carteiras.

Para validação do *backtesting*, usaremos o Teste de Kupiec. O teste nos fornece um ferramental estatístico robusto para aceitar ou rejeitar o modelo proposto para determinação do VaR, sob determinado nível de confiança.

Para análise dos dados, os gráficos abaixo estão baseados na cauda-inferior das séries analisadas.

Estimação dos parâmetros para cálculo do VaR pela T.V.E.

6.1 Carteira A

Carteira A e *backtesting*

De forma sintética, a Carteira A e sua análise se constitui nas seguintes etapas:

1. Usamos o intervalo 1 para análise das ações e definição dos ativos para compor as carteiras de investimentos.

2. Com base no intervalo 1, usamos o segundo intervalo para definição dos parâmetros do modelo.
3. Usamos o terceiro intervalo para validação do modelo usando *backtesting*.

| Carteira A (Período de análise: 1994.2 - 2000.2) | | | | | | | |
|------------------------------------------------------------------------------------|--------------------|-------|----------------------|-------|--------------------|-------|--------|
| Constituição da carteira (1994.2 - 1996.2) | | | | | | | |
| M.I.U. | $\Omega (L = 0\%)$ | | $\Omega (L = 2,5\%)$ | | $\Omega (L = 5\%)$ | | |
| ITAU4 | 21,68% | ITAU4 | 27,50% | ITAU4 | 0,50% | ITAU4 | 1,50% |
| AMBV4 | 21,17% | AMBV4 | 67,50% | AMBV4 | 3,00% | AMBV4 | 0,25% |
| ITSA4 | 10,70% | ITSA4 | 2,50% | ITSA4 | 0,50% | ITSA4 | 0,25% |
| BBDC4 | 46,45% | BBDC4 | 2,50% | BBDC4 | 96,00% | BBDC4 | 98,00% |
| Estimação dos parâmetros para cálculo de VaR por T.V.E. e S.M.C. (1997.1 - 1998.2) | | | | | | | |
| Backtesting (1999.1 - 2000.2) | | | | | | | |

Tabela 34: Otimização no contexto do M.I.U. e M.O. para as 15 ações mais negociadas no período 1994.2 – 1996.2

Conforme dito anteriormente, o segundo intervalo (Carteira.A.Intervalo.2), que compreende o período de 1997.1 – 1998.2, nos serviu para analisar o desempenho da carteira montada acima e assim estimar os parâmetros para, no terceiro intervalo (Carteira.A.Intervalo.3), que compreende o período 1999.1 – 2000.2, compararmos o modelo de VaR construído com base nesses parâmetros do segundo intervalo com a distribuição de retornos real.

A essa comparação denominamos *backtesting*, e seu objetivo é de testar a validação do nosso modelo de estimação de VaR. Para atribuir maior formalidade à validação, é realizado o Teste de Kupiec para validação estatística.

Para a S.M.C., usamos a Carteira formada por alguma das metodologias propostas e em seguida listamos as probabilidades referentes a cada faixa de retorno, com as probabilidades cumulativas respectivas e as faixas representativas. Com uma tabela de números aleatórios, elencamos cada valor à sua faixa representativa e elaboramos quadros de frequência que definam as distribuições de probabilidades de cada variável de retorno.

Para estimação dos parâmetros do cálculo do VaR com base na TVE, precisamos calcular o parâmetro de forma de cauda K que, conforme mencionado no capítulo 4, $\hat{K}_h(q) \xrightarrow{p} K$. Segundo a eq. (73), podemos calcular o VaR com base

no Estimador de Hill. Para estima-lo, usaremos o Método Hill-plot, dado pela eq. (62).

Para estimação dos parâmetros na T.V.E. e simulações usando a S.M.C., usamos uma janela fixa de 500 dias. Ou seja, usamos 500 dias para calcular o VaR a ser usado no 501^a dia. Então, retiramos o 1^a dia dos 500 e incorporamos o 501^a dia na nossa amostra, de modo a manter a janela fixa de 500 dias. Esse método nos permite que incorporemos ao modelo os dados mais recentes, ao mesmo tempo que retiramos uma amostra antiga, que pode não guardar relação com os dados presentes.

Cabe ressaltar aqui uma observação: Por efetuarmos uma análise dinâmica, ou seja, com uma janela fixa de 500 observações para cálculo do VaR, os valores do gráfico $\{q, \hat{K}_h(q)\}$ tendem a variar. Esta variação se dá pela inserção de novos retornos do ativo/carteira, ao passo que se eliminam dados mais antigos. Por variar pouco, optei, neste momento, por apenas mencionar os valores que q e $\hat{K}_h(q)$ assumem para otimizar o gráfico. No apêndice B haverá os gráficos da variação de ambos. Como a variação é marginal, realizei gráficos para cada período de 90 dias de amostras, conforme ilustrado nos gráficos mencionados.

Contudo, vale lembrar que, para escolha do número de estatísticas de ordem q , é preciso ser cuidadoso, uma vez que não é suficiente escolher uma estatística de ordem reduzida de modo a manter a variância reduzida, pois existe um viés em amostras finitas, crescente com o valor de q . Precisamos, então, de um valor onde viés e variância se estabilizam. Usaremos o Método Hill-plot (Embrechts (1997)), que se baseia em traçarmos um gráfico $\{q, \hat{K}_h(q)\}$ e procurarmos um ponto onde ambos se estabilizem.

Segundo a eq. (73), precisamos encontrar um valor para q que maximize o $\hat{K}_h(q)$, uma vez que queremos um VaR elevado, já que estamos lidando com a possibilidade de perdas, ou seja, a cauda esquerda das distribuições. Nesse caso, quanto maior o valor do VaR em módulo, maiores serão as chances de se evitar perdas expressivas.

Para a Carteira A constituída pelo M.I.U., geramos o Hill-plot no Apêndice B, com os pontos que otimizam o gráfico ao longo do período 1999.1 – 2000.2. Uma vez estimados os parâmetros, usamos a equação (73) para calcular o VaR, mantendo uma janela fixa de 500 observações e considerando $p = 0,50\%$; $p = 1\%$; $p = 2,50\%$ e $p = 5\%$.

Em seguida, é feita uma simulação por Simulação de Monte Carlo com a mesma carteira e para as mesmas probabilidades. Para esta simulação, adotei o software Microsoft Excel, analisei o histograma do histórico de retornos de cada ativo que compõe a Carteira A em questão, separando por faixa de frequência de ocorrência de cada intervalo de retorno.

Para cada um destes ativos foram realizadas 100 simulações para uma sequência de 500 números aleatórios, resultando em 50.000 simulações, o que gerou uma distribuição de retornos para cada ativo da carteira. Com uma distribuição estimada de cada ativo foi possível estimar a distribuição de retornos para a Carteira A em questão.

Analisando o desempenho de ambas as metodologias de cálculo de VaR comparativamente, temos:

| Carteira A (M.I.U.) | | | | |
|----------------------------------|--------------|------------|--------------|------------|
| Nível de confiança do VaR | 99,5% | 99% | 97,5% | 95% |
| Violações esperadas | 2,47 | 4,93 | 12,33 | 24,65 |
| Violações por T.V.E. (Hill) | 4 | 4 | 5 | 5 |
| L.R. | 0,795158 | 0,197095 | 5,799724 | 24,32423 |
| Resultado L.R. | Aceita | Aceita | Rejeita | Rejeita |
| Violações por S.M.C. | 15 | 15 | 17 | 19 |
| L.R. | 29,32554 | 13,36741 | 1,590655 | 1,523336 |
| Resultado L.R. | Rejeita | Rejeita | Aceita | Aceita |

Tabela 35: Análise do desempenho das Simulações T.V.E. e S.M.C. para a Carteira A. constituída por M.I.U..

Para carteira A.M.I.U., a taxa de violações do modelo por T.V.E. ficou dentro do intervalo esperado para um nível de confiança de 99,50% e 99%, com valores do teste estatístico L.R. inferior aos valores críticos (respectivamente,

7,88 e 6,63), rejeitando-se a taxa de violações para um nível de confiança de 97,50% e 95% (com valores críticos, respectivamente, de 5,02 e 3,84).

Já o modelo por S.M.C. apresentou uma taxa de violações dentro do intervalo esperado para os níveis de confiança de 95% e 97,50% (com valores críticos, respectivamente, de 3,84 e 5,02), enquanto que para níveis de confiança de 99% e 99,50%, a taxa de violações superou os valores críticos (respectivamente, de 6,63 e 7,88), rejeitando-se o modelo para estes níveis.

Carteira A-Medida Ômega (L = 0%)

De forma análoga à carteira anterior, geramos o Hill-plot (Apêndice B), com os pontos que otimizam o gráfico ao longo do período 1999.1 – 2000.2. Uma vez estimados os parâmetros, usamos a equação (73) para calcular o VaR, mantendo uma janela fixa de 500 observações e considerando $p = 0,50\%$; $p = 1\%$; $p = 2,50\%$ e $p = 5\%$.

Em seguida, fazemos uma simulação por Simulação de Monte Carlo com a mesma carteira e para as mesmas probabilidades. Para esta simulação, adotei o software Microsoft Excel, analisei o histograma do histórico de retornos de cada ativo que compõe a Carteira A em questão, separando por faixa de frequência de ocorrência de cada intervalo de retorno.

Para cada um destes ativos foram realizadas 100 simulações para uma sequência de 500 números aleatórios, resultando em 50.000 simulações, o que gerou uma distribuição de retornos para cada ativo da carteira. Com uma distribuição estimada de cada ativo foi possível estimar a distribuição de retornos para a Carteira A em questão.

Analisando o desempenho de ambas as metodologias de cálculo de VaR comparativamente, temos:

| Carteira A ($\Omega - L = 0\%$) | | | | |
|---------------------------------------------------|--------------|------------|--------------|------------|
| Nível de confiança do VaR | 99,5% | 99% | 97,5% | 95% |
| Violações esperadas | 2,47 | 4,93 | 12,33 | 24,65 |
| Violações por T.V.E. (Hill) | 0 | 0 | 0 | 0 |
| L.R. | - | - | - | - |
| Resultado L.R. | Rejeita | Rejeita | Rejeita | Rejeita |
| Violações por S.M.C. | 13 | 14 | 18 | 18 |
| L.R. | 22,30297 | 11,17892 | 2,30478 | 2,132095 |
| Resultado L.R. | Rejeita | Rejeita | Aceita | Aceita |

Tabela 36: Análise do desempenho das Simulações T.V.E. e S.M.C. para a Carteira A constituída por Medida Ômega, com $L = 0\%$

Para carteira A.M.O.L=0%, a taxa de violações do modelo por T.V.E. foi nula, ou seja, o teste L.R. não foi preciso para indicar se o modelo era bom.

Já o modelo por S.M.C. apresentou uma taxa de violações dentro do intervalo esperado para os níveis de confiança de 95% e 97,50% (com valores críticos, respectivamente, de 3,84 e 5,02), enquanto que para níveis de confiança de 99% e 99,50%, a taxa de violações superou os valores críticos (respectivamente, de 6,63 e 7,88), rejeitando-se o modelo para estes níveis.

Carteira A-Medida Ômega ($L = 2,5\%$)

Para a Carteira A, geramos o Hill-plot (Apêndice B), com os pontos que otimizam o gráfico ao longo do período 1999.1 – 2000.2. Uma vez estimados os parâmetros, usamos a equação (73) para calcular o VaR, mantendo uma janela fixa de 500 observações e considerando $p = 0,50\%$; $p = 1\%$; $p = 2,50\%$ e $p = 5\%$.

Em seguida, fazemos uma simulação por Simulação de Monte Carlo com a mesma carteira e para as mesmas probabilidades. Para esta simulação, adotei o software Microsoft Excel, analisei o histograma do histórico de retornos de cada ativo que compõe a Carteira A em questão, separando por faixa de frequência de ocorrência de cada intervalo de retorno.

Para cada um destes ativos foram realizadas 100 simulações para uma sequência de 500 números aleatórios, resultando em 50.000 simulações, o que gerou uma distribuição de retornos para cada ativo da carteira. Com uma

distribuição estimada de cada ativo foi possível estimar a distribuição de retornos para a Carteira A em questão.

Analisando o desempenho de ambas as metodologias de cálculo de VaR comparativamente, temos:

| Carteira A ($\hat{\Omega}$ - L = 2,5%) | | | | |
|----------------------------------------------------------|--------------|------------|--------------|------------|
| Nível de confiança do VaR | 99,5% | 99% | 97,5% | 95% |
| Violações esperadas | 2,47 | 4,93 | 12,33 | 24,65 |
| Violações por T.V.E. (Hill) | 7 | 7 | 9 | 9 |
| L.R. | 5,547077 | 0,759904 | 1,041379 | 13,8129 |
| Resultado L.R. | Rejeita | Aceita | Aceita | Rejeita |
| Violações por S.M.C. | 30 | 30 | 33 | 34 |
| L.R. | Rejeita | Rejeita | Aceita | Aceita |
| Resultado L.R. | Rejeita | Rejeita | Rejeita | Aceita |

Tabela 37: Análise do desempenho das Simulações T.V.E. e S.M.C. para a Carteira A constituída por Medida Ômega, com L = 2,5%

Para carteira A.M.O.L=2,50%, a taxa de violações do modelo por T.V.E. ficou dentro do intervalo esperado para um nível de confiança de 99% e 97,50%, com valores do teste estatístico L.R. inferior aos valores críticos (respectivamente, 6,63 e 5,02), rejeitando-se a taxa de violações para um nível de confiança de 99,50% e 95% (com valores críticos, respectivamente, de 7,88 e 3,84).

Já o modelo por S.M.C. apresentou uma taxa de violações dentro do intervalo esperado para os níveis de confiança de 95% e 97,50% (com valores críticos, respectivamente, de 3,84 e 5,02), enquanto que para níveis de confiança de 99% e 99,50%, a taxa de violações superou os valores críticos (respectivamente, de 6,63 e 7,88), rejeitando-se o modelo para estes níveis.

Carteira A-Medida Ômega (L = 5%)

Para a Carteira A constituída por Medida Ômega, com L – 2,5%, geramos o Hill-plot (Apêndice B), com os pontos que otimizam o gráfico ao longo do período 1999.1 – 2000.2. Uma vez estimados os parâmetros, usamos a equação

(73) para calcular o VaR, mantendo uma janela fixa de 500 observações e considerando $p = 0,50\%$; $p = 1\%$; $p = 2,50\%$ e $p = 5\%$.

Em seguida, fazemos uma simulação por Simulação de Monte Carlo com a mesma carteira e para as mesmas probabilidades. Para esta simulação, adotei o software Microsoft Excel, analisei o histograma do histórico de retornos de cada ativo que compõe a Carteira A em questão, separando por faixa de frequência de ocorrência de cada intervalo de retorno.

Para cada um destes ativos foram realizadas 100 simulações para uma sequência de 500 números aleatórios, resultando em 50.000 simulações, o que gerou uma distribuição de retornos para cada ativo da carteira. Com uma distribuição estimada de cada ativo foi possível estimar a distribuição de retornos para a Carteira A em questão.

Analisando o desempenho de ambas as metodologias de cálculo de VaR comparativamente, temos:

| Carteira A ($\Omega - L = 5\%$) | | | | |
|---------------------------------------------------|--------------|------------|--------------|------------|
| Nível de confiança do VaR | 99,5% | 99% | 97,5% | 95% |
| Violações esperadas | 2,47 | 4,93 | 12,33 | 24,65 |
| Violações por T.V.E. (Hill) | 8 | 8 | 9 | 10 |
| L.R. | 7,783429 | 1,599886 | 1,041379 | 11,83308 |
| Resultado L.R. | Rejeita | Aceita | Aceita | Rejeita |
| Violações por S.M.C. | 24 | 26 | 29 | 30 |
| L.R. | 66,95177 | 45,0703 | 16,72319 | 1,101145 |
| Resultado L.R. | Rejeita | Rejeita | Rejeita | Aceita |

Tabela 38: Análise do desempenho das Simulações T.V.E. e S.M.C. para a Carteira A constituída por Medida Ômega, com $L = 5\%$

Para carteira A.M.O.L=2,50%, a taxa de violações do modelo por T.V.E. ficou dentro do intervalo esperado para um nível de confiança de 99% e 97,50%, com valores do teste estatístico L.R. inferior aos valores críticos (respectivamente, 6,63 e 5,02), rejeitando-se a taxa de violações para um nível de confiança de 99,50% e 95% (com valores críticos, respectivamente, de 7,88 e 3,84).

Já o modelo por S.M.C. apresentou uma taxa de violações dentro do intervalo esperado para os níveis de confiança de 95% (com valores crítico de 3,84), enquanto que para níveis de confiança de 99% e 99,50% e 97,50%, a taxa de violações superou os valores críticos (respectivamente, de 6,63 e 7,88 e 5,02), rejeitando-se o modelo para estes níveis.

6.2

Carteira B

Carteira B – Modelo de Índice Único

De forma análoga às etapas descritas para a Carteira A, para a Carteira B constituída pelo M.I.U., geramos o Hill-plot (Apêndice B), com os pontos que otimizam o gráfico ao longo do período 2001.1 – 2002.2. Uma vez estimados os parâmetros, usamos a equação (73) para calcular o VaR, mantendo uma janela fixa de 500 observações e considerando $p = 0,50\%$; $p = 1\%$; $p = 2,50\%$ e $p = 5\%$.

Em seguida, fazemos uma simulação por Simulação de Monte Carlo com a mesma carteira e para as mesmas probabilidades. Para esta simulação, adotei o software Microsoft Excel, analisei o histograma do histórico de retornos de cada ativo que compõe a Carteira B em questão, separando por faixa de frequência de ocorrência de cada intervalo de retorno.

Para cada um destes ativos foram realizadas 100 simulações para uma sequência de 500 números aleatórios, resultando em 50.000 simulações, o que gerou uma distribuição de retornos para cada ativo da carteira. Com uma distribuição estimada de cada ativo foi possível estimar a distribuição de retornos para a Carteira B em questão.

Analisando o desempenho de ambas as metodologias de cálculo de VaR comparativamente, temos:

| Carteira B (M.I.U.) | | | | |
|----------------------------------|--------------|------------|--------------|------------|
| Nível de confiança do VaR | 99,5% | 99% | 97,5% | 95% |
| Violações esperadas | 2,47 | 4,93 | 12,33 | 24,65 |
| Violações por T.V.E. (Hill) | 14 | 14 | 15 | 16 |
| L.R. | 25,74069 | 11,17892 | 0,53546 | 3,702235 |
| Resultado L.R. | Rejeita | Rejeita | Aceita | Aceita |
| Violações por S.M.C. | 19 | 19 | 20 | 21 |
| L.R. | 44,96229 | 23,41868 | 4,073266 | 0,629097 |
| Resultado L.R. | Rejeita | Rejeita | Rejeita | Aceita |

Tabela 39: Análise do desempenho das Simulações T.V.E. e S.M.C. para a Carteira B constituída por Modelo de Índice Único

Para carteira B.M.I.U., a taxa de violações do modelo por T.V.E. ficou dentro do intervalo esperado para um nível de confiança de 95% e 97,50%, com valores do teste estatístico L.R. inferior aos valores críticos (respectivamente, 3,84 e 5,02), rejeitando-se a taxa de violações para um nível de confiança de 99,50% e 99% (com valores críticos, respectivamente, de 7,88 e 6,63).

Já o modelo por S.M.C. apresentou uma taxa de violações dentro do intervalo esperado para os níveis de confiança de 95% (com valores crítico de 3,84), enquanto que para níveis de confiança de 99% e 99,50% e 97,50%, a taxa de violações superou os valores críticos (respectivamente, de 6,63 e 7,88 e 5,02), rejeitando-se o modelo para estes níveis.

Obs: Os gráficos referentes às simulações se encontram no Apêndice A.

Carteira B-Medida Ômega (L = 0%)

Para a Carteira B constituída por Medida Ômega, com $L = 0\%$, geramos o Hill-plot (Apêndice B), com os pontos que otimizam o gráfico ao longo do período 2001.1 – 2002.2. Uma vez estimados os parâmetros, usamos a equação (73) para calcular o VaR, mantendo uma janela fixa de 500 observações e considerando $p = 0,50\%$; $p = 1\%$; $p = 2,50\%$ e $p = 5\%$.

Em seguida, fazemos uma simulação por Simulação de Monte Carlo com a mesma carteira e para as mesmas probabilidades. Para esta simulação, adotei o software Microsoft Excel, analisei o histograma do histórico de retornos de cada

ativo que compõe a Carteira B em questão, separando por faixa de frequência de ocorrência de cada intervalo de retorno.

Para cada um destes ativos foram realizadas 100 simulações para uma sequência de 500 números aleatórios, resultando em 50.000 simulações, o que gerou uma distribuição de retornos para cada ativo da carteira. Com uma distribuição estimada de cada ativo foi possível estimar a distribuição de retornos para a Carteira B em questão.

Analisando o desempenho de ambas as metodologias de cálculo de VaR comparativamente, temos:

| Carteira B ($\Omega - L = 0\%$) | | | | |
|---------------------------------------------------|--------------|------------|--------------|------------|
| Nível de confiança do VaR | 99,5% | 99% | 97,5% | 95% |
| Violações esperadas | 2,47 | 4,93 | 12,33 | 24,65 |
| Violações por T.V.E. (Hill) | 67 | 67 | 67 | 67 |
| L.R. | 321,7913 | 233,222 | 123,508 | 52,86127 |
| Resultado L.R. | Rejeita | Rejeita | Rejeita | Rejeita |
| Violações por S.M.C. | 39 | 40 | 40 | 40 |
| L.R. | 144,7993 | 99,62824 | 40,21838 | 8,404302 |
| Resultado L.R. | Rejeita | Rejeita | Rejeita | Rejeita |

Tabela 40: Análise do desempenho das Simulações T.V.E. e S.M.C. para a Carteira B constituída por Medida Ômega, com $L = 0\%$

Para carteira B.M.O.L=0%, a taxa de violações do modelo por T.V.E. ficou acima do intervalo esperado para os níveis de confiança de 99,5%, 99%, 97,50% e 95%, com valores do teste estatístico L.R. superiores aos valores críticos (respectivamente, 7,88, 6,63, 5,02 e 3,84).

Já o modelo por S.M.C., %, a taxa de violações do modelo também ficou acima do intervalo esperado para os níveis de confiança de 99,5%, 99%, 97,50% e 95%, com valores do teste estatístico L.R. superiores aos valores críticos (respectivamente, 7,88, 6,63, 5,02 e 3,84).

Carteira B-Medida Ômega (L = 2,5%)

Para a Carteira B constituída por Medida Ômega, com $L = 2,5\%$, geramos o Hill-plot (Apêndice B), com os pontos que otimizam o gráfico ao longo do período 2001.1 – 2002.2. Uma vez estimados os parâmetros, usamos a equação (73) para calcular o VaR, mantendo uma janela fixa de 500 observações e considerando $p = 0,50\%$; $p = 1\%$; $p = 2,50\%$ e $p = 5\%$.

Em seguida, fazemos uma simulação por Simulação de Monte Carlo com a mesma carteira e para as mesmas probabilidades. Para esta simulação, adotei o software Microsoft Excel, analisei o histograma do histórico de retornos de cada ativo que compõe a Carteira B em questão, separando por faixa de frequência de ocorrência de cada intervalo de retorno.

Para cada um destes ativos foram realizadas 100 simulações para uma sequência de 500 números aleatórios, resultando em 50.000 simulações, o que gerou uma distribuição de retornos para cada ativo da carteira. Com uma distribuição estimada de cada ativo foi possível estimar a distribuição de retornos para a Carteira B em questão.

Analisando o desempenho de ambas as metodologias de cálculo de VaR comparativamente, temos:

| Carteira B($\Omega - L = 2,5\%$) | | | | |
|----------------------------------------------------|--------------|------------|--------------|------------|
| Nível de confiança do VaR | 99,5% | 99% | 97,5% | 95% |
| Violações esperadas | 2,47 | 4,93 | 12,33 | 24,65 |
| Violações por T.V.E. (Hill) | 6 | 6 | 7 | 7 |
| L.R. | 3,601518 | 0,210714 | 2,832886 | 18,4809 |
| Resultado L.R. | Aceita | Aceita | Aceita | Rejeita |
| Violações por S.M.C. | 15 | 17 | 19 | 19 |
| L.R. | 29,32554 | 18,14884 | 3,134266 | 1,523336 |
| Resultado L.R. | Rejeita | Rejeita | Aceita | Aceita |

Tabela 41: Análise do desempenho das Simulações T.V.E. e S.M.C. para a Carteira B constituída por Medida Ômega, com $L = 2,5\%$

Para carteira B.M.O.L=2,50%, a taxa de violações do modelo por T.V.E. ficou dentro do intervalo esperado para os níveis de confiança de 99,5% , 99% e 97,50%, com valores do teste estatístico L.R. inferiores aos valores críticos

(respectivamente, 7,88, 6,63 e 5,02), rejeitando-se a taxa de violações para um nível de confiança de 95% (com valor crítico de 3,84).

Já o modelo por S.M.C. apresentou uma taxa de violações dentro do intervalo esperado para os níveis de confiança de 95% e 97,50% (com valores críticos, respectivamente, de 3,84 e 5,02), enquanto que para níveis de confiança de 99% e 99,50%, a taxa de violações superou os valores críticos (respectivamente, de 6,63 e 7,88), rejeitando-se o modelo para estes níveis.

Carteira B-Medida Ômega (L = 5%)

Para a Carteira B constituída por Medida Ômega, com $L = 5\%$, geramos o Hill-plot (Apêndice B), com os pontos que otimizam o gráfico ao longo do período 2001.1 – 2002.2. Uma vez estimados os parâmetros, usamos a equação (73) para calcular o VaR, mantendo uma janela fixa de 500 observações e considerando $p = 0,50\%$; $p = 1\%$; $p = 2,50\%$ e $p = 5\%$.

Em seguida, fazemos uma simulação por Simulação de Monte Carlo com a mesma carteira e para as mesmas probabilidades. Para esta simulação, adotei o software Microsoft Excel, analisei o histograma do histórico de retornos de cada ativo que compõe a Carteira B em questão, separando por faixa de frequência de ocorrência de cada intervalo de retorno.

Para cada um destes ativos foram realizadas 100 simulações para uma sequência de 500 números aleatórios, resultando em 50.000 simulações, o que gerou uma distribuição de retornos para cada ativo da carteira. Com uma distribuição estimada de cada ativo foi possível estimar a distribuição de retornos para a Carteira B em questão.

Analisando o desempenho de ambas as metodologias de cálculo de VaR comparativamente, temos:

| Carteira B ($\Omega - L = 5\%$) | | | | |
|---------------------------------------------------|--------------|------------|--------------|------------|
| Nível de confiança do VaR | 99,5% | 99% | 97,5% | 95% |
| Violações esperadas | 2,47 | 4,93 | 12,33 | 24,65 |
| Violações por T.V.E. (Hill) | 5 | 5 | 5 | 6 |
| L.R. | 1,994942 | 0,000508 | 5,799724 | 21,23307 |
| Resultado L.R. | Aceita | Aceita | Rejeita | Rejeita |
| Violações por S.M.C. | 32 | 32 | 32 | 32 |
| L.R. | 106,5641 | 66,86767 | 22,36274 | 2,054621 |
| Resultado L.R. | Rejeita | Rejeita | Rejeita | Aceita |

Tabela 42: Análise do desempenho das Simulações T.V.E. e S.M.C. para a Carteira B constituída por Medida Ômega, com $L = 5\%$

Para carteira B.M.O.L.=5%, a taxa de violações do modelo por T.V.E. ficou dentro do intervalo esperado para um nível de confiança de 99,50% e 99%, com valores do teste estatístico L.R. inferior aos valores críticos (respectivamente, 7,88 e 6,63), rejeitando-se a taxa de violações para um nível de confiança de 97,50% e 95% (com valores críticos, respectivamente, de 5,02 e 3,84).

Já o modelo por S.M.C. apresentou uma taxa de violações dentro do intervalo esperado para os níveis de confiança de 95% (com valores crítico de 3,84), enquanto que para níveis de confiança de 99% e 99,50% e 97,50%, a taxa de violações superou os valores críticos (respectivamente, de 6,63 e 7,88 e 5,02), rejeitando-se o modelo para estes níveis.

6.3 Carteira C

Carteira C-Modelo de Índice Único

Para a Carteira C constituída por Modelo de Índice Único, geramos o Hill-plot (Apêndice B), com os pontos que otimizam o gráfico ao longo do período 2003.1 – 2004.2. Uma vez estimados os parâmetros, usamos a equação (73) para calcular o VaR, mantendo uma janela fixa de 500 observações e considerando $p = 0,50\%$; $p = 1\%$; $p = 2,50\%$ e $p = 5\%$.

Em seguida, fazemos uma simulação por Simulação de Monte Carlo com a mesma carteira e para as mesmas probabilidades. Para esta simulação, adotei o software Microsoft Excel, analisei o histograma do histórico de retornos de cada

ativo que compõe a Carteira C em questão, separando por faixa de frequência de ocorrência de cada intervalo de retorno.

Para cada um destes ativos foram realizadas 100 simulações para uma sequência de 500 números aleatórios, resultando em 50.000 simulações, o que gerou uma distribuição de retornos para cada ativo da carteira. Com uma distribuição estimada de cada ativo foi possível estimar a distribuição de retornos para a Carteira C em questão.

Analisando o desempenho de ambas as metodologias de cálculo de VaR comparativamente, temos:

| Carteira C (M.I.U.) | | | | |
|----------------------------------|--------------|------------|--------------|------------|
| Nível de confiança do VaR | 99,5% | 99% | 97,5% | 95% |
| Violações esperadas | 2,47 | 4,93 | 12,33 | 24,65 |
| Violações por T.V.E. (Hill) | 14 | 15 | 15 | 16 |
| L.R. | 25,74069 | 13,36741 | 0,53546 | 3,702235 |
| Resultado L.R. | Rejeita | Rejeita | Aceita | Aceita |
| Violações por S.M.C. | 11 | 11 | 11 | 12 |
| L.R. | 15,91482 | 5,54217 | 0,162687 | 8,468559 |
| Resultado L.R. | Rejeita | Rejeita | Aceita | Rejeita |

Tabela 43: Análise do desempenho das Simulações T.V.E. e S.M.C. para a Carteira C constituída por Modelo de Índice Único

Para carteira C.M.I.U., a taxa de violações do modelo por T.V.E. ficou dentro do intervalo esperado para um nível de confiança de 95% e 97,50%, com valores do teste estatístico L.R. inferior aos valores críticos (respectivamente, 3,84 e 5,02), rejeitando-se a taxa de violações para um nível de confiança de 99,50% e 99% (com valores críticos, respectivamente, de 7,88 e 6,63).

Já o modelo por S.M.C. apresentou uma taxa de violações dentro do intervalo esperado para os níveis de confiança de 97,5% (com valores crítico de 5,02), enquanto que para níveis de confiança de 99% e 99,50% e 95%, a taxa de violações superou os valores críticos (respectivamente, de 6,63 e 7,88 e 3,84), rejeitando-se o modelo para estes níveis.

Carteira C-Medida Ômega (L = 0%)

Para a Carteira C constituída por Medida Ômega, com $L = 0\%$, geramos o Hill-plot (Apêndice B), com os pontos que otimizam o gráfico ao longo do período 2003.1 – 2004.2. Uma vez estimados os parâmetros, usamos a equação (73) para calcular o VaR, mantendo uma janela fixa de 500 observações e considerando $p = 0,50\%$; $p = 1\%$; $p = 2,50\%$ e $p = 5\%$.

Em seguida, fazemos uma simulação por Simulação de Monte Carlo com a mesma carteira e para as mesmas probabilidades. Para esta simulação, adotei o software Microsoft Excel, analisei o histograma do histórico de retornos de cada ativo que compõe a Carteira C em questão, separando por faixa de frequência de ocorrência de cada intervalo de retorno.

Para cada um destes ativos foram realizadas 100 simulações para uma sequência de 500 números aleatórios, resultando em 50.000 simulações, o que gerou uma distribuição de retornos para cada ativo da carteira. Com uma distribuição estimada de cada ativo foi possível estimar a distribuição de retornos para a Carteira C em questão.

Analisando o desempenho de ambas as metodologias de cálculo de VaR comparativamente, temos:

| Carteira C ($\Omega - L = 0\%$) | | | | |
|---------------------------------------------------|--------------|------------|--------------|------------|
| Nível de confiança do VaR | 99,5% | 99% | 97,5% | 95% |
| Violações esperadas | 2,47 | 4,93 | 12,33 | 24,65 |
| Violações por T.V.E. (Hill) | 13 | 13 | 15 | 16 |
| L.R. | 22,30297 | 9,137573 | 0,53546 | 3,702235 |
| Resultado L.R. | Rejeita | Rejeita | Aceita | Aceita |
| Violações por S.M.C. | 10 | 10 | 10 | 10 |
| L.R. | 12,99245 | 4,016171 | 0,499804 | 11,83308 |
| Resultado L.R. | Rejeita | Rejeita | Aceita | Rejeita |

Tabela 44: Análise do desempenho das Simulações T.V.E. e S.M.C. para a Carteira C constituída por Medida Ômega, com $L = 0\%$

Para carteira C.M.O.L=0%, a taxa de violações do modelo por T.V.E. ficou dentro do intervalo esperado para um nível de confiança de 95% e 97,50%, com valores do teste estatístico L.R. inferior aos valores críticos (respectivamente,

3,84 e 5,02), rejeitando-se a taxa de violações para um nível de confiança de 99,50% e 99% (com valores críticos, respectivamente, de 7,88 e 6,63).

Já o modelo por S.M.C. apresentou uma taxa de violações dentro do intervalo esperado para os níveis de confiança de 97,5% (com valores crítico de 5,02), enquanto que para níveis de confiança de 99% e 99,50% e 95%, a taxa de violações superou os valores críticos (respectivamente, de 6,63 e 7,88 e 3,84), rejeitando-se o modelo para estes níveis.

Carteira C-Medida Ômega (L = 2,5%)

Para a Carteira C constituída por Medida Ômega, com $L = 2,5\%$, geramos o Hill-plot (Apêndice B), com os pontos que otimizam o gráfico ao longo do período 2003.1 – 2004.2. Uma vez estimados os parâmetros, usamos a equação (73) para calcular o VaR, mantendo uma janela fixa de 500 observações e considerando $p = 0,50\%$; $p = 1\%$; $p = 2,50\%$ e $p = 5\%$.

Em seguida, fazemos uma simulação por Simulação de Monte Carlo com a mesma carteira e para as mesmas probabilidades. Para esta simulação, adotei o software Microsoft Excel, analisei o histograma do histórico de retornos de cada ativo que compõe a Carteira C em questão, separando por faixa de frequência de ocorrência de cada intervalo de retorno.

Para cada um destes ativos foram realizadas 100 simulações para uma sequência de 500 números aleatórios, resultando em 50.000 simulações, o que gerou uma distribuição de retornos para cada ativo da carteira. Com uma distribuição estimada de cada ativo foi possível estimar a distribuição de retornos para a Carteira C em questão.

Analisando o desempenho de ambas as metodologias de cálculo de VaR comparativamente, temos:

| Carteira C ($\Omega - L = 2,5\%$) | | | | |
|-----------------------------------------------------|--------------|------------|--------------|------------|
| Nível de confiança do VaR | 99,5% | 99% | 97,5% | 95% |
| Violações esperadas | 2,47 | 4,93 | 12,33 | 24,65 |
| Violações por T.V.E. (Hill) | Rejeita | Rejeita | Aceita | Aceita |
| L.R. | 1,994942 | 0,000508 | 5,799724 | 21,23307 |
| Resultado L.R. | Aceita | Aceita | Rejeita | Rejeita |
| Violações por S.M.C. | 14 | 16 | 16 | 20 |
| L.R. | 25,74069 | 15,69349 | 0,998429 | 1,02409 |
| Resultado L.R. | Rejeita | Rejeita | Aceita | Aceita |

Tabela 45: Análise do desempenho das Simulações T.V.E. e S.M.C. para a Carteira C constituída por Medida Ômega, com $L = 2,5\%$

Para carteira C.M.O.L=0%, a taxa de violações do modelo por T.V.E. ficou dentro do intervalo esperado para um nível de confiança de 95% e 97,50%, com valores do teste estatístico L.R. inferior aos valores críticos (respectivamente, 3,84 e 5,02), rejeitando-se a taxa de violações para um nível de confiança de 99,50% e 99% (com valores críticos, respectivamente, de 7,88 e 6,63).

Já o modelo por S.M.C. apresentou uma taxa de violações dentro do intervalo esperado para os níveis de confiança de 95% e 97,50% (com valores críticos, respectivamente, de 3,84 e 5,02), enquanto que para níveis de confiança de 99% e 99,50%, a taxa de violações superou os valores críticos (respectivamente, de 6,63 e 7,88), rejeitando-se o modelo para estes níveis.

Carteira C-Medida Ômega ($L = 5\%$)

Para a Carteira C constituída por Medida Ômega, com $L = 5\%$, geramos o Hill-plot (Apêndice B), com os pontos que otimizam o gráfico ao longo do período 2003.1 – 2004.2. Uma vez estimados os parâmetros, usamos a equação (73) para calcular o VaR, mantendo uma janela fixa de 500 observações e considerando $p = 0,50\%$; $p = 1\%$; $p = 2,50\%$ e $p = 5\%$.

Em seguida, fazemos uma simulação por Simulação de Monte Carlo com a mesma carteira e para as mesmas probabilidades. Para esta simulação, adotei o software Microsoft Excel, analisei o histograma do histórico de retornos de cada

ativo que compõe a Carteira C em questão, separando por faixa de frequência de ocorrência de cada intervalo de retorno.

Para cada um destes ativos foram realizadas 100 simulações para uma sequência de 500 números aleatórios, resultando em 50.000 simulações, o que gerou uma distribuição de retornos para cada ativo da carteira. Com uma distribuição estimada de cada ativo foi possível estimar a distribuição de retornos para a Carteira C em questão.

Analisando o desempenho de ambas as metodologias de cálculo de VaR comparativamente, temos:

| Carteira C ($\Omega - L = 5\%$) | | | | |
|---------------------------------------------------|--------------|------------|--------------|------------|
| Nível de confiança do VaR | 99,5% | 99% | 97,5% | 95% |
| Violações esperadas | 2,47 | 4,93 | 12,33 | 24,65 |
| Violações por T.V.E. (Hill) | 5 | 5 | 5 | 6 |
| L.R. | 1,994942 | 0,000508 | 5,799724 | 21,23307 |
| Resultado L.R. | Aceita | Aceita | Rejeita | Rejeita |
| Violações por S.M.C. | 28 | 28 | 28 | 29 |
| L.R. | 86,15028 | 52,03934 | 14,98688 | 0,729806 |
| Resultado L.R. | Rejeita | Rejeita | Rejeita | Aceita |

Tabela 46: Análise do desempenho das Simulações T.V.E. e S.M.C. para a Carteira C constituída por Medida Ômega, com $L = 5\%$

Para carteira C.M.O.L.=5%, a taxa de violações do modelo por T.V.E. ficou dentro do intervalo esperado para um nível de confiança de 99,50% e 99%, com valores do teste estatístico L.R. inferior aos valores críticos (respectivamente, 7,88 e 6,63), rejeitando-se a taxa de violações para um nível de confiança de 97,50% e 95% (com valores críticos, respectivamente, de 5,02 e 3,84).

Já o modelo por S.M.C. apresentou uma taxa de violações dentro do intervalo esperado para os níveis de confiança de 95% (com valores crítico de 3,84), enquanto que para níveis de confiança de 99% e 99,50% e 97,50%, a taxa de violações superou os valores críticos (respectivamente, de 6,63 e 7,88 e 5,02), rejeitando-se o modelo para estes níveis.

6.4 Carteira D

Carteira D – Modelo de Índice Único

Para a Carteira D constituída por Modelo de Índice Único, geramos o Hill-plot (Apêndice B), com os pontos que otimizam o gráfico ao longo do período 2005.1 – 2006.2. Uma vez estimados os parâmetros, usamos a equação (73) para calcular o VaR, mantendo uma janela fixa de 500 observações e considerando $p = 0,50\%$; $p = 1\%$; $p = 2,50\%$ e $p = 5\%$.

Em seguida, fazemos uma simulação por Simulação de Monte Carlo com a mesma carteira e para as mesmas probabilidades. Para esta simulação, adotei o software Microsoft Excel, analisei o histograma do histórico de retornos de cada ativo que compõe a Carteira D em questão, separando por faixa de frequência de ocorrência de cada intervalo de retorno.

Para cada um destes ativos foram realizadas 100 simulações para uma sequência de 500 números aleatórios, resultando em 50.000 simulações, o que gerou uma distribuição de retornos para cada ativo da carteira. Com uma distribuição estimada de cada ativo foi possível estimar a distribuição de retornos para a Carteira D em questão.

Analisando o desempenho de ambas as metodologias de cálculo de VaR comparativamente, temos:

| Carteira D (M.I.U.) | | | | |
|----------------------------------|--------------|------------|--------------|------------|
| Nível de confiança do VaR | 99,5% | 99% | 97,5% | 95% |
| Violações esperadas | 2,47 | 4,93 | 12,33 | 24,65 |
| Violações por T.V.E. (Hill) | 4 | 5 | 5 | 5 |
| L.R. | 0,795158 | 0,000508 | 5,799724 | 24,32423 |
| Resultado L.R. | Aceita | Aceita | Rejeita | Rejeita |
| Violações por S.M.C. | 13 | 13 | 13 | 15 |
| L.R. | 22,30297 | 9,137573 | 0,031857 | 4,677512 |
| Resultado L.R. | Rejeita | Rejeita | Aceita | Rejeita |

Tabela 47: Análise do desempenho das Simulações T.V.E. e S.M.C. para a Carteira D constituída por Modelo de Índice Único.

Para carteira D.M.I.U., a taxa de violações do modelo por T.V.E. ficou dentro do intervalo esperado para um nível de confiança de 99,50% e 99%, com valores do teste estatístico L.R. inferior aos valores críticos (respectivamente, 7,88 e 6,63), rejeitando-se a taxa de violações para um nível de confiança de 97,50% e 95% (com valores críticos, respectivamente, de 5,02 e 3,84).

Já o modelo por S.M.C. apresentou uma taxa de violações dentro do intervalo esperado para os níveis de confiança de 97,5% (com valores crítico de 5,02), enquanto que para níveis de confiança de 99% e 99,50% e 95%, a taxa de violações superou os valores críticos (respectivamente, de 6,63 e 7,88 e 3,84), rejeitando-se o modelo para estes níveis.

Carteira D-Medida Ômega (L = 0%)

Para a Carteira D constituída por Medida Ômega, com $L = 0\%$, geramos o Hill-plot (Apêndice B), com os pontos que otimizam o gráfico ao longo do período 2005.1 – 2006.2. Uma vez estimados os parâmetros, usamos a equação (73) para calcular o VaR, mantendo uma janela fixa de 500 observações e considerando $p = 0,50\%$; $p = 1\%$; $p = 2,50\%$ e $p = 5\%$.

Em seguida, fazemos uma simulação por Simulação de Monte Carlo com a mesma carteira e para as mesmas probabilidades. Para esta simulação, adotei o software Microsoft Excel, analisei o histograma do histórico de retornos de cada ativo que compõe a Carteira D em questão, separando por faixa de frequência de ocorrência de cada intervalo de retorno.

Para cada um destes ativos foram realizadas 100 simulações para uma sequência de 500 números aleatórios, resultando em 50.000 simulações, o que gerou uma distribuição de retornos para cada ativo da carteira. Com uma distribuição estimada de cada ativo foi possível estimar a distribuição de retornos para a Carteira D em questão.

Analisando o desempenho de ambas as metodologias de cálculo de VaR comparativamente, temos:

| Carteira D ($\Omega - L = 0\%$) | | | | |
|---------------------------------------------------|--------------|------------|--------------|------------|
| Nível de confiança do VaR | 99,5% | 99% | 97,5% | 95% |
| Violações esperadas | 2,47 | 4,93 | 12,33 | 24,65 |
| Violações por T.V.E. (Hill) | 5 | 5 | 5 | 6 |
| L.R. | 1,994942 | 0,000508 | 5,799724 | 21,23307 |
| Resultado L.R. | Aceita | Aceita | Rejeita | Rejeita |
| Violações por S.M.C. | 22 | 23 | 26 | 27 |
| L.R. | 57,86575 | 35,23406 | 11,74407 | 0,209397 |
| Resultado L.R. | Rejeita | Rejeita | Rejeita | Aceita |

Tabela 48: Análise do desempenho das Simulações T.V.E. e S.M.C. para a Carteira D constituída por Medida $\hat{\Omega}$, com $L = 0\%$

Para carteira D.M.O.L.=0%, a taxa de violações do modelo por T.V.E. ficou dentro do intervalo esperado para um nível de confiança de 99,50% e 99%, com valores do teste estatístico L.R. inferior aos valores críticos (respectivamente, 7,88 e 6,63), rejeitando-se a taxa de violações para um nível de confiança de 97,50% e 95% (com valores críticos, respectivamente, de 5,02 e 3,84).

Já o modelo por S.M.C. apresentou uma taxa de violações dentro do intervalo esperado para os níveis de confiança de 95% (com valor crítico de 3,84), enquanto que para níveis de confiança de 99% e 99,50% e 97,50%, a taxa de violações superou os valores críticos (respectivamente, de 6,63 e 7,88 e 5,02), rejeitando-se o modelo para estes níveis.

Carteira D - Medida $\hat{\Omega}$ (L = 2,5%)

Para a Carteira D constituída por Medida $\hat{\Omega}$, com $L = 2,5\%$, geramos o Hill-plot (Apêndice B), com os pontos que otimizam o gráfico ao longo do período 2005.1 – 2006.2. Uma vez estimados os parâmetros, usamos a equação (73) para calcular o VaR, mantendo uma janela fixa de 500 observações e considerando $p = 0,50\%$; $p = 1\%$; $p = 2,50\%$ e $p = 5\%$.

Em seguida, fazemos uma simulação por Simulação de Monte Carlo com a mesma carteira e para as mesmas probabilidades. Para esta simulação, adotei o software Microsoft Excel, analisei o histograma do histórico de retornos de cada

ativo que compõe a Carteira D em questão, separando por faixa de frequência de ocorrência de cada intervalo de retorno.

Para cada um destes ativos foram realizadas 100 simulações para uma sequência de 500 números aleatórios, resultando em 50.000 simulações, o que gerou uma distribuição de retornos para cada ativo da carteira. Com uma distribuição estimada de cada ativo foi possível estimar a distribuição de retornos para a Carteira D em questão.

Analisando o desempenho de ambas as metodologias de cálculo de VaR comparativamente, temos:

| Carteira D ($\Omega - L = 2,5\%$) | | | | |
|-----------------------------------------------------|--------------|------------|--------------|------------|
| Nível de confiança do VaR | 99,5% | 99% | 97,5% | 95% |
| Violações esperadas | 2,47 | 4,93 | 12,33 | 24,65 |
| Violações por T.V.E. (Hill) | 5 | 5 | 6 | 6 |
| L.R. | 1,994942 | 0,000508 | 4,146813 | 21,23307 |
| Resultado L.R. | Aceita | Aceita | Rejeita | Rejeita |
| Violações por S.M.C. | 29 | 29 | 31 | 31 |
| L.R. | 91,14608 | 55,63877 | 20,41334 | 1,543464 |
| Resultado L.R. | Rejeita | Rejeita | Rejeita | Aceita |

Tabela 49: Análise do desempenho das Simulações T.V.E. e S.M.C. para a Carteira D constituída por Medida Ômega, com $L = 2,5\%$

Para carteira D.M.O.L.=2,50%, a taxa de violações do modelo por T.V.E. ficou dentro do intervalo esperado para um nível de confiança de 99,50% e 99%, com valores do teste estatístico L.R. inferior aos valores críticos (respectivamente, 7,88 e 6,63), rejeitando-se a taxa de violações para um nível de confiança de 97,50% e 95% (com valores críticos, respectivamente, de 5,02 e 3,84).

Já o modelo por S.M.C. apresentou uma taxa de violações dentro do intervalo esperado para os níveis de confiança de 95% (com valor crítico de 3,84), enquanto que para níveis de confiança de 99% e 99,50% e 97,50%, a taxa de violações superou os valores críticos (respectivamente, de 6,63 e 7,88 e 5,02), rejeitando-se o modelo para estes níveis.

Carteira D-Medida Ômega (L = 5%)

Para a Carteira D constituída por Medida Ômega, com $L = 0\%$, geramos o Hill-plot (Apêndice B), com os pontos que otimizam o gráfico ao longo do período 2005.1 – 2006.2. Uma vez estimados os parâmetros, usamos a equação (73) para calcular o VaR, mantendo uma janela fixa de 500 observações e considerando $p = 0,50\%$; $p = 1\%$; $p = 2,50\%$ e $p = 5\%$.

Em seguida, fazemos uma simulação por Simulação de Monte Carlo com a mesma carteira e para as mesmas probabilidades. Para esta simulação, adotei o software Microsoft Excel, analisei o histograma do histórico de retornos de cada ativo que compõe a Carteira D em questão, separando por faixa de frequência de ocorrência de cada intervalo de retorno.

Para cada um destes ativos foram realizadas 100 simulações para uma sequência de 500 números aleatórios, resultando em 50.000 simulações, o que gerou uma distribuição de retornos para cada ativo da carteira. Com uma distribuição estimada de cada ativo foi possível estimar a distribuição de retornos para a Carteira D em questão.

Analisando o desempenho de ambas as metodologias de cálculo de VaR comparativamente, temos:

| Carteira D (Ω - L = 5%) | | | | |
|--------------------------------------------------|--------------|------------|--------------|------------|
| Nível de confiança do VaR | 99,5% | 99% | 97,5% | 95% |
| Violações esperadas | 2,47 | 4,93 | 12,33 | 24,65 |
| Violações por T.V.E. (Hill) | 6 | 6 | 6 | 7 |
| L.R. | 3,601518 | 0,210714 | 4,146813 | 18,4809 |
| Resultado L.R. | Aceita | Aceita | Rejeita | Rejeita |
| Violações por S.M.C. | 29 | 30 | 31 | 31 |
| L.R. | 91,14608 | 59,31147 | 20,41334 | 1,543464 |
| Resultado L.R. | Rejeita | Rejeita | Rejeita | Aceita |

Tabela 50: Análise do desempenho das Simulações T.V.E. e S.M.C. para a Carteira D constituída por Medida Ômega, com $L = 5\%$

Para carteira D.M.O.L.=5%, a taxa de violações do modelo por T.V.E. ficou dentro do intervalo esperado para um nível de confiança de 99,50% e 99%, com

valores do teste estatístico L.R. inferior aos valores críticos (respectivamente, 7,88 e 6,63), rejeitando-se a taxa de violações para um nível de confiança de 97,50% e 95% (com valores críticos, respectivamente, de 5,02 e 3,84).

Já o modelo por S.M.C. apresentou uma taxa de violações dentro do intervalo esperado para os níveis de confiança de 95% (com valor crítico de 3,84), enquanto que para níveis de confiança de 99% e 99,50% e 97,50%, a taxa de violações superou os valores críticos (respectivamente, de 6,63 e 7,88 e 5,02), rejeitando-se o modelo para estes níveis.

6.5 Carteira E

Carteira E-Modelo de Índice Único

Para a Carteira E constituída por Modelo de Índice Único, geramos o Hill-plot (Apêndice B), com os pontos que otimizam o gráfico ao longo do período 2007.1 – 2008.2. Uma vez estimados os parâmetros, usamos a equação (73) para calcular o VaR, mantendo uma janela fixa de 500 observações e considerando $p = 0,50\%$; $p = 1\%$; $p = 2,50\%$ e $p = 5\%$.

Em seguida, fazemos uma simulação por Simulação de Monte Carlo com a mesma carteira e para as mesmas probabilidades. Para esta simulação, adotei o software Microsoft Excel, analisei o histograma do histórico de retornos de cada ativo que compõe a Carteira E em questão, separando por faixa de frequência de ocorrência de cada intervalo de retorno.

Para cada um destes ativos foram realizadas 100 simulações para uma sequência de 500 números aleatórios, resultando em 50.000 simulações, o que gerou uma distribuição de retornos para cada ativo da carteira. Com uma distribuição estimada de cada ativo foi possível estimar a distribuição de retornos para a Carteira E em questão.

Analisando o desempenho de ambas as metodologias de cálculo de VaR comparativamente, temos:

| Carteira E (M.I.U.) | | | | |
|----------------------------------|--------------|------------|--------------|------------|
| Nível de confiança do VaR | 99,5% | 99% | 97,5% | 95% |
| Violações esperadas | 2,47 | 4,93 | 12,33 | 24,65 |
| Violações por T.V.E. (Hill) | 13 | 13 | 14 | 14 |
| L.R. | 22,30297 | 9,137573 | 0,21009 | 5,790387 |
| Resultado L.R. | Rejeita | Rejeita | Aceita | Rejeita |
| Violações por S.M.C. | 50 | 51 | 51 | 54 |
| L.R. | 210,2691 | 150,2783 | 70,37416 | 27,61544 |
| Resultado L.R. | Rejeita | Rejeita | Rejeita | Rejeita |

Tabela 51: Análise do desempenho das Simulações T.V.E. e S.M.C. para a Carteira E constituída por Modelo de Índice Único.

Para carteira E.M.I.U., a taxa de violações do modelo por T.V.E. ficou dentro do intervalo esperado para um nível de confiança de 97,50%, com valor do teste estatístico L.R. inferior ao valor crítico (de 5,02), rejeitando-se a taxa de violações para um nível de confiança de 99,50%, 99% e 95% (com valores críticos, respectivamente, de 7,88, 6,63 e 3,84).

Já o modelo por S.M.C. não apresentou uma taxa de violações dentro do intervalo esperado para os níveis de confiança de 95%, 97,5%, 99% e 99,5%, com as taxas de violações superiores aos valores críticos destes níveis de confiança (respectivamente, de 3.84, 5.02, 6.63 e 7.88).

Carteira E-Medida Ômega (L = 0%)

Para a Carteira E constituída por Medida Ômega, com $L = 0\%$, geramos o Hill-plot (Apêndice B), com os pontos que otimizam o gráfico ao longo do período 2007.1 – 2008.2. Uma vez estimados os parâmetros, usamos a equação (73) para calcular o VaR, mantendo uma janela fixa de 500 observações e considerando $p = 0,50\%$; $p = 1\%$; $p = 2,50\%$ e $p = 5\%$.

Em seguida, fazemos uma simulação por Simulação de Monte Carlo com a mesma carteira e para as mesmas probabilidades. Para esta simulação, adotei o software Microsoft Excel, analisei o histograma do histórico de retornos de cada ativo que compõe a Carteira E em questão, separando por faixa de frequência de ocorrência de cada intervalo de retorno.

Para cada um destes ativos foram realizadas 100 simulações para uma sequência de 500 números aleatórios, resultando em 50.000 simulações, o que gerou uma distribuição de retornos para cada ativo da carteira. Com uma distribuição estimada de cada ativo foi possível estimar a distribuição de retornos para a Carteira E em questão.

Analisando o desempenho de ambas as metodologias de cálculo de VaR comparativamente, temos:

| Carteira E ($\Omega - L = 0\%$) | | | | |
|---------------------------------------------------|--------------|------------|--------------|------------|
| Nível de confiança do VaR | 99,5% | 99% | 97,5% | 95% |
| Violações esperadas | 2,47 | 4,93 | 12,33 | 24,65 |
| Violações por T.V.E. (Hill) | 25 | 25 | 26 | 26 |
| L.R. | 71,628 | 41,70616 | 11,74407 | 0,06542 |
| Resultado L.R. | Rejeita | Rejeita | Rejeita | Aceita |
| Violações por S.M.C. | 65 | 65 | 66 | 67 |
| L.R. | 308,1055 | 222,3289 | 119,907 | 52,86127 |
| Resultado L.R. | Rejeita | Rejeita | Rejeita | Rejeita |

Tabela 52: Análise do desempenho das Simulações T.V.E. e S.M.C. para a Carteira E constituída por Medida Ômega, com $L = 0\%$.

Para carteira E.M.O.L.=0%, a taxa de violações do modelo por T.V.E. ficou dentro do intervalo esperado para um nível de confiança de 95%, com valor do teste estatístico L.R. inferior ao valor crítico (de 3.84), rejeitando-se a taxa de violações para um nível de confiança de 99,50%, 99% e 97,5% (com valores críticos, respectivamente, de 7.88, 6.63 e 5.02).

Já o modelo por S.M.C. não apresentou uma taxa de violações dentro do intervalo esperado para os níveis de confiança de 95%, 97,5%, 99% e 99,5%, com as taxas de violações superiores aos valores críticos destes níveis de confiança (respectivamente, de 3.84, 5.02, 6.63 e 7.88).

Já o modelo por S.M.C. não apresentou uma taxa de violações dentro do intervalo esperado para os níveis de confiança de 95%, 97,5%, 99% e 99,5%, com as taxas de violações superiores aos valores críticos destes níveis de confiança (respectivamente, de 3.84, 5.02, 6.63 e 7.88).

Carteira E-Medida Ômega (L = 2,5%)

Para a Carteira E constituída por Medida Ômega, com $L = 2,5\%$, geramos o Hill-plot (Apêndice B), com os pontos que otimizam o gráfico ao longo do período 2007.1 – 2008.2. Uma vez estimados os parâmetros, usamos a equação (73) para calcular o VaR, mantendo uma janela fixa de 500 observações e considerando $p = 0,50\%$; $p = 1\%$; $p = 2,50\%$ e $p = 5\%$.

Em seguida, fazemos uma simulação por Simulação de Monte Carlo com a mesma carteira e para as mesmas probabilidades. Para esta simulação, adotei o software Microsoft Excel, analisei o histograma do histórico de retornos de cada ativo que compõe a Carteira E em questão, separando por faixa de frequência de ocorrência de cada intervalo de retorno.

Para cada um destes ativos foram realizadas 100 simulações para uma sequência de 500 números aleatórios, resultando em 50.000 simulações, o que gerou uma distribuição de retornos para cada ativo da carteira. Com uma distribuição estimada de cada ativo foi possível estimar a distribuição de retornos para a Carteira E em questão.

Analisando o desempenho de ambas as metodologias de cálculo de VaR comparativamente, temos:

| Carteira E ($\Omega - L = 2,5\%$) | | | | |
|-----------------------------------------------------|--------------|------------|--------------|------------|
| Nível de confiança do VaR | 99,5% | 99% | 97,5% | 95% |
| Violações esperadas | 2,47 | 4,93 | 12,33 | 24,65 |
| Violações por T.V.E. (Hill) | 15 | 15 | 15 | 16 |
| L.R. | 29,32554 | 13,36741 | 0,53546 | 3,702235 |
| Resultado L.R. | Rejeita | Rejeita | Aceita | Aceita |
| Violações por S.M.C. | 66 | 67 | 68 | 69 |
| L.R. | 314,9309 | 233,222 | 127,1434 | 57,28978 |
| Resultado L.R. | Rejeita | Rejeita | Rejeita | Rejeita |

Tabela 53: Análise do desempenho das Simulações T.V.E. e S.M.C. para a Carteira E constituída por Medida Ômega, com $L = 2,5\%$.

Para carteira E.M.O.L=2,50%, a taxa de violações do modelo por T.V.E. ficou dentro do intervalo esperado para um nível de confiança de 95% e 97,50%, com valores do teste estatístico L.R. inferior aos valores críticos

(respectivamente, 3,84 e 5,02), rejeitando-se a taxa de violações para um nível de confiança de 99,50% e 99% (com valores críticos, respectivamente, de 7,88 e 6,63).

Já o modelo por S.M.C. não apresentou uma taxa de violações dentro do intervalo esperado para os níveis de confiança de 95%, 97,5%, 99% e 99,5%, com as taxas de violações superiores aos valores críticos destes níveis de confiança (respectivamente, de 3.84, 5.02, 6.63 e 7.88).

Carteira E-Medida Ômega – L = 5%

Para a Carteira A constituída por Medida Ômega, com $L = 2,5\%$, geramos o Hill-plot (Apêndice B), com os pontos que otimizam o gráfico ao longo do período 2007.1 – 2008.2. Uma vez estimados os parâmetros, usamos a equação (73) para calcular o VaR, mantendo uma janela fixa de 500 observações e considerando $p = 0,50\%$; $p = 1\%$; $p = 2,50\%$ e $p = 5\%$.

Em seguida, fazemos uma simulação por Simulação de Monte Carlo com a mesma carteira e para as mesmas probabilidades. Para esta simulação, adotei o software Microsoft Excel, analisei o histograma do histórico de retornos de cada ativo que compõe a Carteira E em questão, separando por faixa de frequência de ocorrência de cada intervalo de retorno.

Para cada um destes ativos foram realizadas 100 simulações para uma sequência de 500 números aleatórios, resultando em 50.000 simulações, o que gerou uma distribuição de retornos para cada ativo da carteira. Com uma distribuição estimada de cada ativo foi possível estimar a distribuição de retornos para a Carteira E em questão.

Analisando o desempenho de ambas as metodologias de cálculo de VaR comparativamente, temos:

| Carteira E ($\Omega - L = 5\%$) | | | | |
|---------------------------------------------------|--------------|------------|--------------|------------|
| Nível de confiança do VaR | 99,5% | 99% | 97,5% | 95% |
| Violações esperadas | 2,47 | 4,93 | 12,33 | 24,65 |
| Violações por T.V.E. (Hill) | 27 | 27 | 28 | 29 |
| L.R. | 81,23021 | 48,51564 | 14,98688 | 0,729806 |
| Resultado L.R. | Rejeita | Rejeita | Rejeita | Aceita |
| Violações por S.M.C. | 59 | 61 | 63 | 64 |
| L.R. | 267,9137 | 200,9715 | 109,3159 | 46,47857 |
| Resultado L.R. | Rejeita | Rejeita | Rejeita | Rejeita |

Tabela 54: Análise do desempenho das Simulações T.V.E. e S.M.C. para a Carteira E constituída por Medida Ômega, com $L = 5\%$.

Para carteira E.M.O.L.=5%, a taxa de violações do modelo por T.V.E. ficou dentro do intervalo esperado para um nível de confiança de 95%, com valor do teste estatístico L.R. inferior ao valor crítico (de 3.84), rejeitando-se a taxa de violações para um nível de confiança de 99,50%, 99% e 97,5% (com valores críticos, respectivamente, de 7.88, 6.63 e 5.02).

Já o modelo por S.M.C. não apresentou uma taxa de violações dentro do intervalo esperado para os níveis de confiança de 95%, 97,5%, 99% e 99,5%, com as taxas de violações superiores aos valores críticos destes níveis de confiança (respectivamente, de 3.84, 5.02, 6.63 e 7.88).

6.6 Análise do *backtesting*

Utilizando-se de uma janela fixa de 500 dias para cálculo dos parâmetros da T.V.E. s para as simulações da S.M.C., comparamos os resultados obtidos por nosso modelo aos dados empíricos dos retornos das carteiras, no terceiro intervalo de cada carteira. Em seguida, fizemos uma comparação entre a taxa de aceitação e de rejeição de cada modelo baseado em cada metodologia, a fim de atribuir maior robustez à validação dos resultados.

Para uma validação formal, utilizamos o Teste de Kupiec, um teste estatístico de proporção de falhas cujo objetivo é validar se o quociente de violações do modelo é igual a determinado nível de confiança. Variamos os níveis de confiança, com valores de 95%, 97,50%, 99% e 99,50%.

Segundo análise dos dados acima, a T.V.E. se mostrou mais eficiente para o cálculo do *Value-at-Risk* com nível de significância entre 99% e 99,50% para estimar a probabilidade de perda, com resultados satisfatórios na maioria dos testes realizados.

Já a S.M.C. se mostrou mais eficiente para estimação do *Value-at-Risk* para probabilidades menos precisas, entre 95% e 97,50%, com resultados satisfatórios nos testes analisados. Vale aqui mencionar que quanto maior o número de simulações realizadas, maior será a eficiência da simulação. Por limitações computacionais e de tempo, restringi-me a um número de 50.000 simulações, mas que um número ainda maior poderia trazer resultados mais acurados.