

6. Referências Bibliográficas

ABEL, Andrew B. (1983), Optimal Investment Under Uncertainty, *American Economic Review*. Vol. 73: 228-223.

AKERLOF, George (1970), The Market for Lemons: Qualitative Uncertainty and the Market Mechanism, *Quarterly Journal of Economics*. Vol. 84: 488-500.

AMIN, Kaushik e Victor Ng (1993), Option Valuation with Systematic Stochastic Volatility, *Journal of Finance*. Vol.48: 881-910.

AMRAN, Martha e Kulatilaka Nalin (1999), Real Options: Managing Strategic Investments in an Uncertain World, *Harvard University Press*.

ARROW, Kenneth (1964), The Role of Securities in the Optimal Allocation of Risk Bearing, *Review of Economics Studies*. Vol. 31: 91-96.

BLACK, Fischer (1976), Studies in Price Volatility Changes, in Proceedings of the 1976 meetings of the Business and Economic Statistics Section, *American Statistical Association*: 177-181.

BLACK, Fischer (1989), How to Use the Holes in Black-Scholes, *Journal of Applied Corporate Finance*. Vo.1: 76-73.

BLACK, Fischer e Myron Scholes (1973), The Pricing of Options and Corporate Liabilities, *Journal of Political Economy*. Vol. 81: 637-654.

BOLLERSLEV, Tim (1986), Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity, *Journal of Econometrics*. Vol. 31: 307-327.

BOLLERSLEV, Tim, Ray Chou e Kenneth Kroner (1992), ARCH Modeling in Finance: A Review of the Theory and Empirical Evidence, *Journal of Econometrics*. Vol. 52 : 5-59.

BRENNAN, Michael e Lenos Trigeorgis (2000), Project Flexibility, Agency, and Competition – New Developments in the Theory and Application of Real Options, *Oxford University Press*.

BRENNAN, Michael e Eduardo Schwartz (1985), Evaluating Natural Resource Investments, *Journal of Business*. Vol. 58 : 135-57.

CAMPBELL, John, Andrew Lo e Craig Mackinlay (1997), *The Econometrics of Financial Markets*, *Princeton University Press*.

COCHRANE, John (2001), *Asset Pricing*, *Princeton University Press*.

CONSTANTINIDES, George (1978), Market Risk Adjustment in Project Valuation, *Journal of Finance*. Vol. 33: 603-616.

COX, John, Jonathan Ingersoll e Stephen Ross (1985), A Theory of the Term Structure of Interest Rates, *Econometrica*. Vol. 53: 385-407.

DEGROOT, Morris (1986), *Probability and Statistics*. *Addison-Wesley Longman*.

DIAS, Marco Guimarães (1996), Investimento Sob Incerteza em Exploração e Produção de Petróleo, Dissertação de Mestrado. *Departamento de Engenharia Industrial-Puc-Rio*.

DIXIT, Avinash (1989), Entry and Exit under Uncertainty, *Journal of Political Economy*. Vol. 97: 620-638.

DIXIT, Avinash e Robert Pindyck (1994), *Investment under Uncertainty*, *Princeton University Press*.

DIXIT, Avinash e Robert Pindyck e Sigbjorn Sodal (1997), A Markup Interpretation of Optimal Rules for Irreversible Investment, *NBER Working Paper # 5971*.

DUAN, Jin-Chuan (1995), The Garch Option Pricing Model, *Mathematical Finance*. Vol.5: 13-32.

DUFFIE, Darrell (1998), Black, Merton, and Scholes – Their Central Contributions to Economics, *Scandinavian Journal of Economics*. Vol. 100: 441-424.

ENGLE, Robert (1982), Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of UK Inflation, *Econometrica*. Vol. 50: 987-1008.

ENGLE, Robert e Andrew Patton (2001), What Good is a Volatility Model?, *Quantitative Finance*. Vol. 1: 237-245.

FISCHER, Irving (1930), *Theory of Interest*. *Macmillan*.

HASSET, Kevin e Gilbert Metcalf (1994), Investment with Uncertain Tax Policy: Does Random Tax Policy Discourage Investment ?, *NBER Working Paper # 5971*.

HUANG, Chi-Fu e Robert Litzenberger (1988), Foundations for Financial Economics, *Prentice-Hall*.

HULL, John e Alan White (1987), The Pricing of Options on Assets with Stochastic Volatilities, *Journal of Finance*. Vol. 42: 281-299.

GONÇALVES, Frankilin e Priscilla Medeiros (2002), Opções Reais e Regulação: O Caso das Telecomunicações no Brasil, *Anais do 2º Encontro Brasileiro de Finanças*.

GRENADIER, Steven (2002), Option Exercise Games: An Application to the Equilibrium Investment Strategies of Firms, *Review of Financial Studies*. Vol. 15: 691-721.

INGERSOLL, Jonathan e Stephen Ross (1992), Waiting to Invest: Investment and Uncertainty, *Journal of Business*. Vol. 65: 1-29.

JORGENSON, Dale (1963), Capital Theory and Investment Behavior, *American Economic Review*. Vol. 53: 247-259.

KUNGL.VETENSKAPSAKADEMIEN (1997), The Royal Swedish Academy of Sciences, *The Press Release: The Sveriges Riksbank (Bank of Sweden) Prize in Economic Sciences in Memory of Alfred Nobel for 1997*.

LAMONT, Owen (2000), Guilty as Charged, Violations of the Law of One Price in Financial Markets, *Mimeo, Graduate School of Business, University of Chicago*.

LARSON, Harold (1982), Introduction to Probability Theory and Statistical Inference. *John Wiley & Sons*.

LO, Andrew (1988), Maximum Likelihood Estimation of Generalized Itô Processes with Discretely Sampled Data, *Econometric Theory*. Vol. 4: 231-247.

LUCAS, Robert e Edward Prescott (1971), Investment Under Uncertainty, *Econometrica*. Vol. 39: 659-681.

MAJD, Saman, e Robert Pindyck (1987), Time to Build, Option Value, and Investment Decisions, *Journal of Financial Economics*. Vol. 18: 7-27.

MCDONALD, Robert, L. e Daniel R. Siegel (1985), Investment and the Valuation of Firms when there is an Option to Shut Down, *International Economic Review*. Vol. 26: 331-349.

MCDONALD, Robert, L. e Daniel R. Siegel (1986), The Value of Waiting to Invest, *Quarterly Journal of Economics*. Vol. 101: 707-727.

MERTON, Robert (1973a), An Intertemporal Capital Asset Pricing Model, *Econometrica*. Vol. 41: 867-887.

MERTON, Robert (1973b), Rational Theory of Option Pricing, *Bell Journal of Economics and Management Science*. Vol. 4: 141-183.

MERTON, Robert (1980), On Estimating the Expected Return on the Market : An Exploratory Investigation, *Journal of Financial Economics*. Vol. 8: 323-361.

MERTON, Robert (1990), Continuous-Time Finance, *Blackwell Publishers, Cambridge, MA*.

NELSON, Daniel (1990), ARCH Models as Diffusion Aproximations, *Journal of Econometrics*. Vol. 45: 7-38.

PADDOCK, James, Daniel Siegel e James Smith (1988), Option Valuation of Claims on Real Assets: The Case of Offshore Petroleum Leases, *Quarterly Journal of Economics*. Vol. 103: 479-508.

PINDYCK, Robert (1988), Irreversible Investment, Capacity Choice, and the Value of the Firm, *American Economic Review*. Vol. 79: 969-985.

PINDYCK, Robert (1991a), Irreversibility, Uncertainty, and Investment, *Journal of Economic Literature*. Vol. 29: 110-1152.

PINDYCK, Robert (1991b), Investments of Uncertain Cost, *Journal of Financial Economics*. Vol. 34: 53-76.

PINDYCK, Robert (2002), Lectures on Real Options, *Mimeo, Sloan School of Management, MIT*.

RAMANATHAN, Ramu (1993), Statistical Methods in Econometrics, *Academic Press*.

ROLL, Richard (1977), Critique of the Asset Pricing Theory's Tests: Part I, *Journal of Financial Economics*. Vol. 4: 129-176l.

ROMER, David (1996), *Advanced Macroeconomics*, New York: McGraw-Hill.

ROSENBERG, Barr (1972), The Behavior of Random Variables with Nonstationary Variance and the Distribution of Security Prices, *Research Program in Finance Working Paper #11, Univesity of California, Berkeley*.

SCHWARTZ, Eduardo e Lenos Trigeorgis (2001), *Real Options and Investment Under Uncertainty; Classical Readings and Recent Contributions*, Cambridge: MIT Press.

SCHAWNEE NEWS-STAR, THE (1997), Two Americans win Nobel prize for economics, 14 de outubro.

TOBIN, James (1969), A General Equilibrium Approach to Monetary Theory, *Journal of Money Credit and Banking*. Vol.1: 15-29.

TOURINHO, Octavio (1979), The Valuation of Reserves of Natural Resources, Unpublished Ph.D.dissertation, University of California, Berkeley.

TRIGEORGIS, Lenos (1996), Real Options, Managerial Flexibility and Strategy in Resource Allocation, *MIT Press*.

VARIAN, Hal (1987), The Arbitrage Principle in Financial Economics, *Economic Perspectives*, Vol.1: 55-72.

VARIAN, Hal (1992), *Microeconomic Analysis*, New York: *W.W. Norton*.

Apêndice A

A.1. Estimacão por Máxima Verossimilhança do Processo de Difusão

O princípio da máxima verossimilhança nos diz que a escolha do parâmetro deve proporcionar uma maior ocorrência dos dados observados. Neste caso, os parâmetros são números e não variáveis aleatórias como na estatística *Bayesiana*. Para implementar esta metodologia precisamos saber a distribuição de probabilidade da amostra de dados $\{X_t\}$, dado um parâmetro livre θ do modelo. Esta distribuição de probabilidade é chamada de função verossimilhança $f(\{X_t\}; \theta)$. Logo, de acordo com o princípio da máxima verossimilhança, devemos escolher o parâmetro θ tal que:

$$\hat{\theta} = \arg \max_{\theta} f(\{X_t\}; \theta) \quad (A1)$$

Como a função logaritmo é crescente monotônica, maximizar o logaritmo desta distribuição de probabilidade é o mesmo que maximizar sua função. Desta forma é comum se trabalhar com a seguinte expressão:

$$L(\{X_t\}; \theta) = LN f(\{X_t\}; \theta) \quad (A2)$$

Encontrar a função de verossimilhança não é uma tarefa fácil. No estudo de série de tempo, a melhor maneira para encontrá-la é encontrar primeiro a função verossimilhança condicional em logaritmo, $f(X_t | X_{t-1}, X_{t-2}, \dots, X_0; \theta)$, que significa a maior chance de se obter X_{t+1} , dado os valores observados passados, X_t, X_{t-1}, \dots , e dados os valores dos parâmetros θ . Como a probabilidade conjunta é o produto das probabilidades condicionais, a função logaritmo verossimilhança é a soma das funções logaritmo verossimilhança condicionais:

$$L(\{X_t\}; \theta) = \sum_{t=1}^T LN f(X_t | X_{t-1}, X_{t-2}, \dots, X_0; \theta) \quad (A3)$$

Assumindo distribuição normal para os desvios em relação à média, $\varepsilon_t = X_t - E(X_t | X_{t-1}, X_{t-2}, \dots, X_0; \theta)$, temos que:

$$L(\{X_t\}; \alpha; \sigma) = -\frac{T}{2} \ln(2\pi|\Sigma|) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \varepsilon_t' \Sigma^{-1} \varepsilon_t \quad (A4)$$

Os estimadores obtidos possuem algumas propriedades assintóticas de grande utilidade. A distribuição das estimativas é assintoticamente normal e o estimador é assintoticamente eficiente, ou seja, nenhum outro estimador proporciona uma menor matriz de covariâncias definida pela matriz de informação de *Fischer*.

Através de algumas condições de regularidade, $\hat{\theta}$ é consistente e possui a seguinte distribuição assintótica:

$$\sqrt{n}(\hat{\theta} - \theta) \overset{a}{\sim} N(0, I^{-1}(\theta)); \quad I(\theta) \equiv \lim_{n \rightarrow \infty} -E \left(\frac{1}{n} \frac{\partial^2 L(\theta)}{\partial \theta \partial \theta'} \right) \quad (A5)$$

Para estimar o parâmetro $\hat{\theta}$ por máxima verossimilhança a partir dos dados históricos, estamos supondo que possuímos uma seqüência de $n+1$ observações passadas de $X(t)$ colhidas em uma amostra de datas não estocásticas $t_0 < t_1 < \dots < t_n$, que não possuem intervalos necessariamente iguais. No caso de estimações de parâmetros para o processo de difusão, a função densidade de transição f_K deve possuir uma forma fechada, o que muitas vezes não é o caso. Segundo o teorema demonstrado por LO (1988), podemos caracterizar f_K como uma solução de uma equação diferencial parcial, fixando as variáveis condicionais $X(k-1)$ e t_{k-1} e permitindo que f_K seja uma função de $X(k)$ e t_k .¹ Em alguns casos, mesmo obtendo f_K , os estimadores de máxima verossimilhança não satisfazem as condições de consistência e normalidade assintótica. No capítulo 3, realizamos a inferência considerando as taxas de retorno de $X(t)$, $r(t) \equiv \ln(X(t)/X(t-1))$. Obtemos uma seqüência estacionária $r(1), r(2), \dots, r(n)$ de onde podemos extrair os

¹ Segundo LO (1988), f_K deve satisfazer a equação de Folker-Planck :

$$\frac{\partial f_K}{\partial t} = -\frac{\partial (a f_K)}{\partial X} + \frac{1}{2} \frac{\partial^2 (b^2 f_K)}{\partial X^2}, \text{ sujeita à condição inicial}$$

$$f_K(X(k), t_{k-1} | X(k-1), t_{k-1}) = \delta(X(k) - X(k-1))$$

onde $\delta(X(k) - X(k-1))$ é uma função *Delta-Dirac* centrada em $X(k-1)$. Em relação à função *Delta-Dirac* ver HUANG e LITZENBERGER (1988) p. 137-141 e MERTON (1990) p. 441-448.

estimadores dos parâmetros do processo de difusão, em particular o estimador de σ . Aplicando o lema de Itô em $r(X,t)=LN X(t)$ obtemos:

$$dr = d \ln X = \left(\mu - \frac{\sigma^2}{2}\right)dt + \sigma dz \quad (A6)$$

Isto significa que considerando uma variação infinitesimal de X temos:

$$\ln X(T) - \ln X(t) \sim N \left[\left(\mu - \frac{\sigma^2}{2}\right)(T-t), \sigma^2(T-t) \right] \quad (A7)$$

As taxas de retorno instantâneas de $X(t)$ são variáveis aleatórias *iid* distribuição normal de média $\mu - \sigma^2/2(T-t)$ e variância $\sigma^2(T-t)$. Definindo h como o período entre as observações e substituindo $\alpha \equiv (\mu - \sigma^2/2)$, a função de verossimilhança de uma amostra de retornos possui o seguinte formato:

$$f(r_0, \dots, r_n; \alpha, \sigma) = \prod_{k=0}^n f_k = (2\pi\sigma^2 h)^{-\frac{n}{2}} e^{-\left\{ \frac{1}{2h} \sum_{k=0}^n \left[\frac{r_k(h) - \alpha h}{\sigma} \right]^2 \right\}} \quad (A5)$$

$$L(\alpha, \sigma) = LN[f(r_0, \dots, r_n; \alpha, \sigma)] = \sum_{k=0}^n LN(f_k) = -\frac{n}{2} LN(2\pi\sigma^2 h) - \frac{1}{2\sigma^2 h} \sum_{k=1}^n (r_k(h) - \alpha h)^2$$

os estimadores de máxima verossimilhança serão:

$$\frac{\partial L(\alpha, \sigma)}{\partial \alpha} = 0 \quad ; \quad \frac{\partial L(\alpha, \sigma)}{\partial \sigma} = 0 \rightarrow \hat{\alpha} = \frac{1}{nh} \sum_{k=1}^n r_k(h) \quad ; \quad \hat{\sigma}^2 = \frac{1}{nh} \sum_{k=1}^n (r_k(h) - \hat{\alpha} h)^2 \quad (A6)$$

Como os retornos são *iid* com distribuição normal, as condições de regularidade para a consistência e normalidade assintótica dos estimadores são satisfeitas.

A.2. Modelo Garch (1,1)

Uma observação básica sobre o retorno dos ativos financeiros em um curto período é que altos retornos são geralmente acompanhados de retornos elevados. A volatilidade do retorno dos ativos possui uma correlação serial. Para capturar esta correlação serial verificada através das funções de autocovariâncias das volatilidades, ENGLE (1982) propôs a classe de modelos autorregressivos

condicionais na variância ou Arch. A variância condicional é uma função *lag* das inovações ao quadrado:

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha(L) \varepsilon_t^2 \quad (A7)$$

onde $\alpha(L)$ é um operador polinomial de *lags*. Para manter a variância condicional positiva, $\alpha(L)$ e ω devem ser funções não negativas. Com o objetivo de modelar a persistência nos movimentos da volatilidade, BOLLERSLEV (1986) propôs o modelo Garch, modelo autoregressivo condicional heterocedástico generalizado

$$\sigma_t^2 = \omega + \beta(L) \sigma_{t-1}^2 + \alpha(L) \varepsilon_t^2 \quad (A8)$$

por analogia aos modelos Arma, chamamos esta forma funcional de Garch (p,q), onde a ordem do polinômio $B(L)$ é p e a ordem do polinômio $\alpha(L)$ é q.

Condicional nos parâmetros do modelo e numa estimativa da variância inicial, os dados possuem distribuição normal e, desta forma, podemos construir uma função de verossimilhança de forma recursiva. Definindo o vetor de parâmetros estimados por θ , denotamos $\sigma_t(\theta)$ como o desvio padrão condicional no tempo t dados os parâmetros do modelo e o histórico dos retornos. Desta forma, temos que:

$$v_{t+1}(\theta) \equiv \frac{\varepsilon_{t+1}}{\sigma_t(\theta)} \quad (A9)$$

Quando θ contem o verdadeiro parâmetro do modelo $v_t(\theta)$ é *iid* com função densidade dada por:

$$g(v_{t+1}(\theta)) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{v_{t+1}(\theta)^2}{2}} \quad (A10)$$

Desta forma, podemos construir a função verossimilhança e estimar os parâmetros do modelo. As estimações do modelo Garch (1,1) no capítulo 2, formando as curvas de volatilidade expostas nos gráficos (4.9)-(4.10), produziram os seguintes coeficientes para as séries de tempo estudadas:

| | <i>Coefficiente</i> | <i>Desvio Padrão</i> | <i>Estatística -z</i> | <i>Prob.</i> |
|----------|---------------------|----------------------|-----------------------|--------------|
| <i>C</i> | 0.000977 | 0.000815 | 1198012 | 0.230900 |
| <i>ω</i> | 0.000078 | 0.000022 | 3501703 | 0.000500 |
| <i>α</i> | 0.162789 | 0.033300 | 4888607 | 0.000000 |
| <i>β</i> | 0.730246 | 0.054025 | 1351684 | 0.000000 |

Tabela A.1 – Coeficientes do Modelo Garch (1,1) para os Retornos da Petrobras

| | <i>Coefficiente</i> | <i>Desvio Padrão</i> | <i>Estatística -z</i> | <i>Prob.</i> |
|----------|---------------------|----------------------|-----------------------|--------------|
| <i>C</i> | 0.000975 | 0.000861 | 1131606 | 0.257800 |
| <i>ω</i> | 0.000018 | 0.000006 | 3115889 | 0.001800 |
| <i>α</i> | 0.060112 | 0.007518 | 7995923 | 0.000000 |
| <i>β</i> | 0.915826 | 0.011899 | 7696959 | 0.000000 |

Tabela A.2 – Coeficientes do Modelo Garch (1,1) para os Retornos do Petróleo

| | <i>Coefficiente</i> | <i>Desvio Padrão</i> | <i>Estatística -z</i> | <i>Prob.</i> |
|----------|---------------------|----------------------|-----------------------|--------------|
| <i>C</i> | -0.000086 | 0.000444 | -0.194419 | 0.845800 |
| <i>ω</i> | 0.000006 | 0.000002 | 2827433 | 0.004700 |
| <i>α</i> | 0.081106 | 0.015380 | 5273330 | 0.000000 |
| <i>β</i> | 0.893619 | 0.019928 | 4484192 | 0.000000 |

Tabela A.3– Coeficientes do Modelo Garch (1,1) para os Retornos das Oil Majors

| | <i>Coefficiente</i> | <i>Desvio Padrão</i> | <i>Estatística -z</i> | <i>Prob.</i> |
|----------|---------------------|----------------------|-----------------------|--------------|
| <i>C</i> | -0.001006 | 0.000671 | -1499535 | 0.133700 |
| <i>ω</i> | 0.000018 | 0.000008 | 2145799 | 0.031900 |
| <i>α</i> | 0.061562 | 0.018818 | 3271397 | 0.001100 |
| <i>β</i> | 0.897908 | 0.030715 | 2923383 | 0.000000 |

Tabela A.4 – Coeficientes do Modelo Garch (1,1) para os Retornos da Carteira Telecom Int.

| | <i>Coefficiente</i> | <i>Desvio Padrão</i> | <i>Estatística -z</i> | <i>Prob.</i> |
|----------|---------------------|----------------------|-----------------------|--------------|
| <i>C</i> | -0.001035 | 0.001111 | -0.932118 | 0.351300 |
| <i>ω</i> | 0.000061 | 0.000021 | 2964141 | 0.003000 |
| <i>α</i> | 0.089577 | 0.019823 | 4518829 | 0.000000 |
| <i>β</i> | 0.857289 | 0.028330 | 3026134 | 0.000000 |

Tabela A.5 – Coeficientes do Modelo Garch (1,1) para os Retornos da Telemar

| | <i>Coefficiente</i> | <i>Desvio Padrão</i> | <i>Estatística -z</i> | <i>Prob.</i> |
|----------|---------------------|----------------------|-----------------------|--------------|
| <i>C</i> | -0.000713 | 0.000957 | -0.74482 | 0.456400 |
| <i>ω</i> | 0.000055 | 0.000025 | 2207828 | 0.027300 |
| <i>α</i> | 0.070216 | 0.019017 | 3692185 | 0.000200 |
| <i>β</i> | 0.862786 | 0.042876 | 2012265 | 0.000000 |

Tabela A.6 – Coeficientes do Modelo Garch (1,1) para os Retornos da Carteira Telecom Br

Apêndice B

B.1. Curvas para os Valores da Opção de Espera no Setor de Telecomunicações

O cálculo dos valores das opções reais de espera foi realizado através da regra ótima de decisão para o investimento utilizando as seguintes variáveis:

I - Custo do Investimento: US\$ 100 milhões

V - Valor do Projeto de investimento: US\$ 200 milhões

σ - Volatilidade: Curvas de Volatilidade Anuais de 30, 90, 180 e 360 dias

δ - Fluxo de Caixa do Projeto: 8.00% ao ano

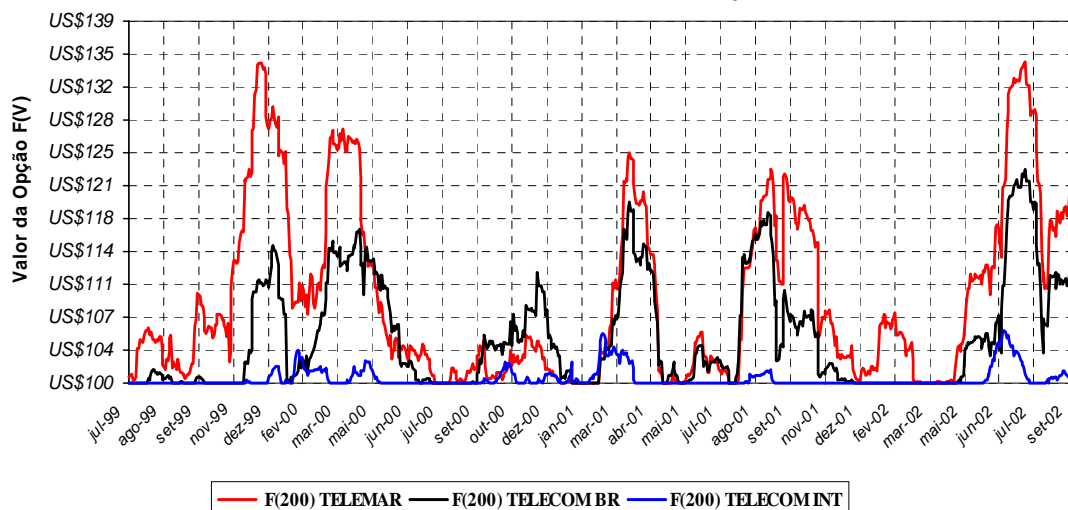
r - Taxa de Juros Real sem Risco: 4.00% ao ano

F(V) - Valor da Opção Real :

Se $V > V^* \rightarrow F(V) = V - I$

$$\text{Se } V \leq V^* \rightarrow F(V) = \frac{(\beta_1 - 1)^{(\beta_1 - 1)}}{(\beta_1)^{\beta_1} I^{\beta_1 - 1}} V \left(\frac{1 - (r - \delta)}{2 \sigma^2} + \sqrt{\left[\frac{(r - \delta) - 1}{\sigma^2} \right]^2 + \frac{2r}{\sigma^2}} \right)$$

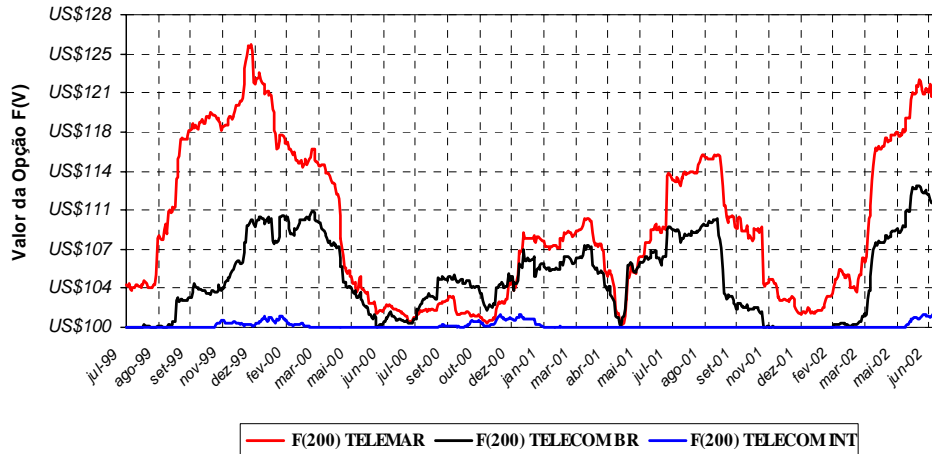
Gráfico B.1: Curva para o Valor da Opção do Projeto - F(200)
Volatilidade de 30 dias-Telecomunicações



| $F(V)$ | Máximo | Mínimo | Média | Variância |
|-------------|--------|--------|--------|-----------|
| Telemar | 134.21 | 100.00 | 105.12 | 86.18 |
| Telecom Br | 122.69 | 100.00 | 102.43 | 33.56 |
| Telecom Int | 101.37 | 100.00 | 100.00 | 0.08 |

Tabela B.1 – Estatísticas do Valor da Opção de Espera do Setor de Telecomunicações

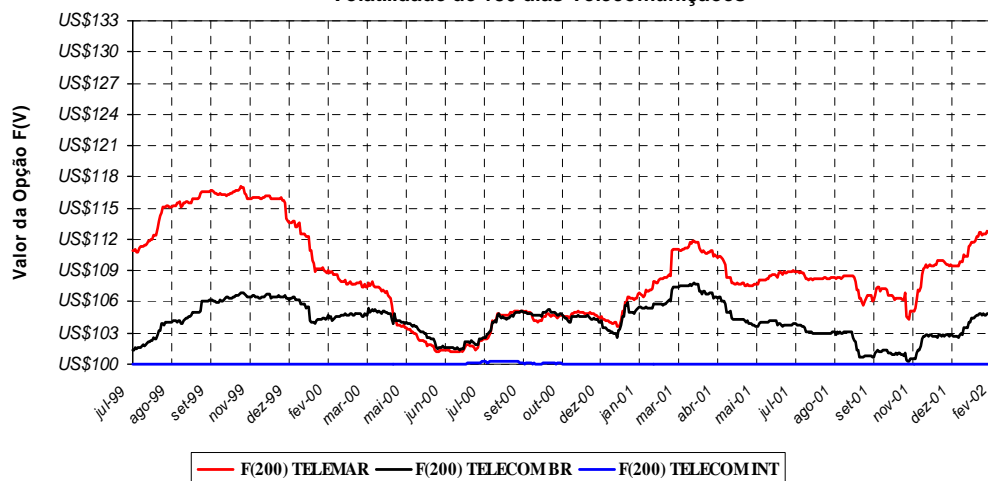
Gráfico B.2: Curva para o Valor da Opção do Projeto - F(200) Volatilidade de 90 dias - Telecomunicações



| $F(V)$ | Máximo | Mínimo | Média | Variância |
|-------------|--------|--------|--------|-----------|
| Telemar | 125.29 | 100.00 | 107.61 | 46.86 |
| Telecom Br | 112.73 | 100.00 | 104.05 | 12.26 |
| Telecom Int | 101.37 | 100.00 | 100.00 | 0.08 |

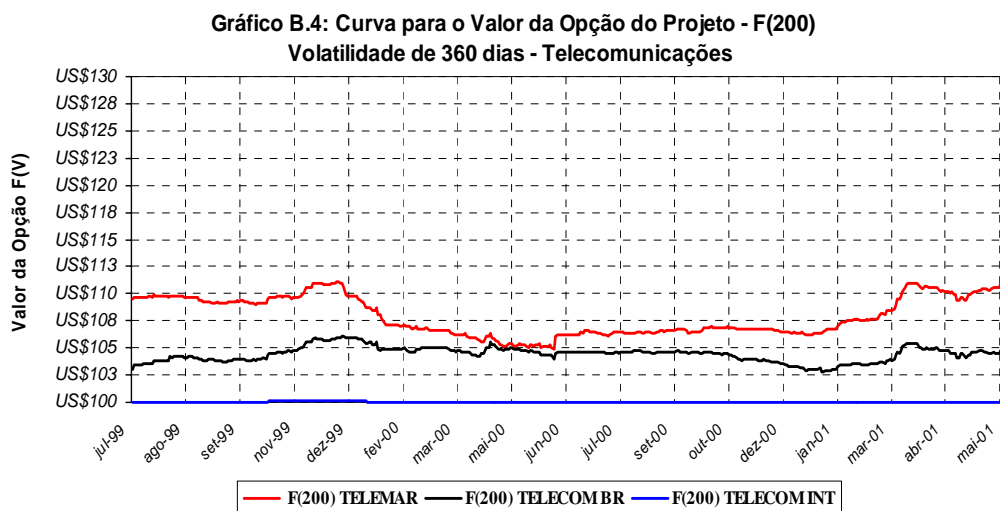
Tabela B.2 – Estatísticas do Valor da Opção de Espera do Setor de Telecomunicações

Gráfico B.3: Curva para o Valor da Opção do Projeto - F(200) Volatilidade de 180 dias-Telecomunicações



| $F(V)$ | Máximo | Mínimo | Média | Variância |
|-------------|--------|--------|--------|-----------|
| Telemar | 117.11 | 101.16 | 108.19 | 17.83 |
| Telecom Br | 107.86 | 100.26 | 104.35 | 2.90 |
| Telecom Int | 100.33 | 100.00 | 100.00 | 0.00 |

Tabela B.3 – Estatísticas do Valor da Opção de Espera do Setor de Telecomunicações



| $F(V)$ | Máximo | Mínimo | Média | Variância |
|-------------|--------|--------|--------|-----------|
| Telemar | 111.48 | 100.00 | 105.51 | 92.18 |
| Telecom Br | 106.06 | 102.78 | 104.58 | 0.46 |
| Telecom Int | 100.19 | 100.00 | 100.00 | 0.00 |

Tabela B.4 – Estatísticas do Valor da Opção de Espera do Setor de Telecomunicações

B.2. Curvas para o Valor da Opção de Espera no Setor de Petróleo

O cálculo dos valores das opções reais de espera foi realizado através da regra ótima de decisão para o investimento utilizando as seguintes variáveis:

I - Custo do Investimento: US\$ 100 milhões

V - Valor do Projeto de investimento: US\$ 150 milhões

σ - Volatilidade: Curvas de Volatilidade Anuais de 30, 90, 180 e 360 dias

δ - Fluxo de Caixa do Projeto: 8.00% ao ano

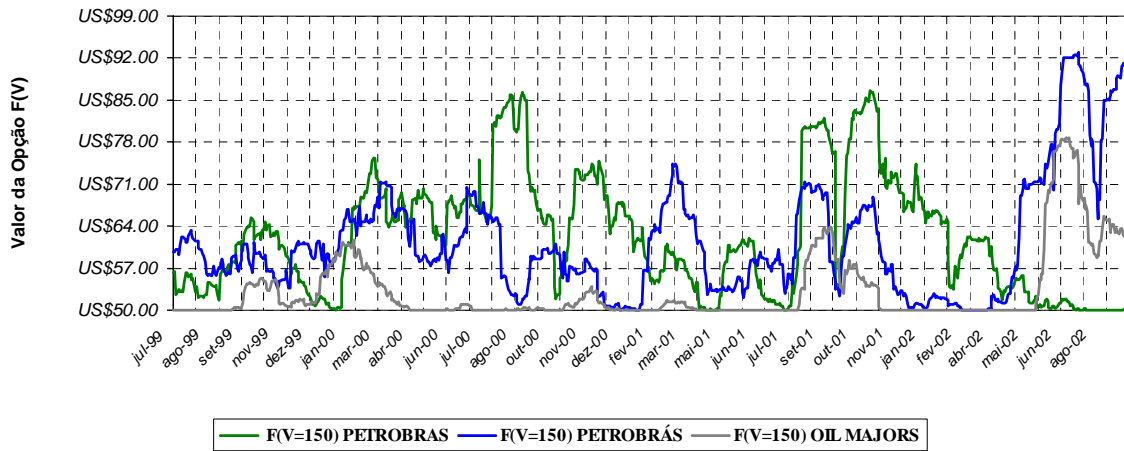
r - Taxa de Juros Real sem Risco: 4.00% ao ano

$F(V)$ - Valor da Opção Real :

Se $V > V^* \rightarrow F(V) = V - I$

$$\text{Se } V \leq V^* \rightarrow F(V) = \frac{(\beta_1 - 1)^{(\beta_1 - 1)}}{(\beta_1)^{\beta_1} I^{\beta_1 - 1}} V \left(\frac{1}{2} \frac{(r - \delta)}{\sigma^2} + \sqrt{\left[\frac{(r - \delta)}{\sigma^2} \frac{1}{2} \right]^2 + \frac{2r}{\sigma^2}} \right)$$

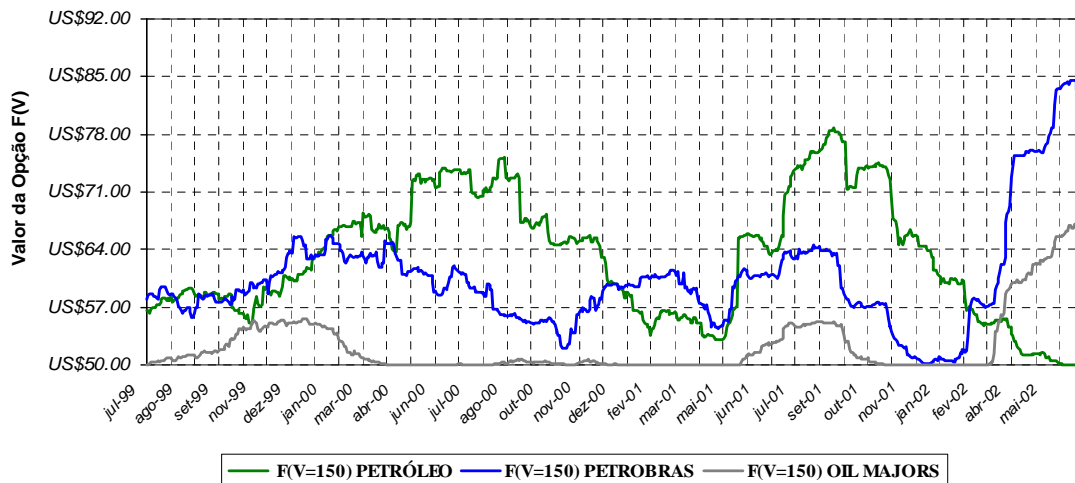
Gráfico B.5: Curva para Valor do Projeto F(150)
Volatilidade de 30 dias



| $F(V)$ | Máximo | Mínimo | Média | Variância |
|------------|--------|--------|-------|-----------|
| Petróleo | 86.49 | 50.00 | 61.12 | 94.98 |
| Petrobras | 84.59 | 50.13 | 59.51 | 43.83 |
| Oil majors | 68.33 | 50.00 | 50.38 | 14.84 |

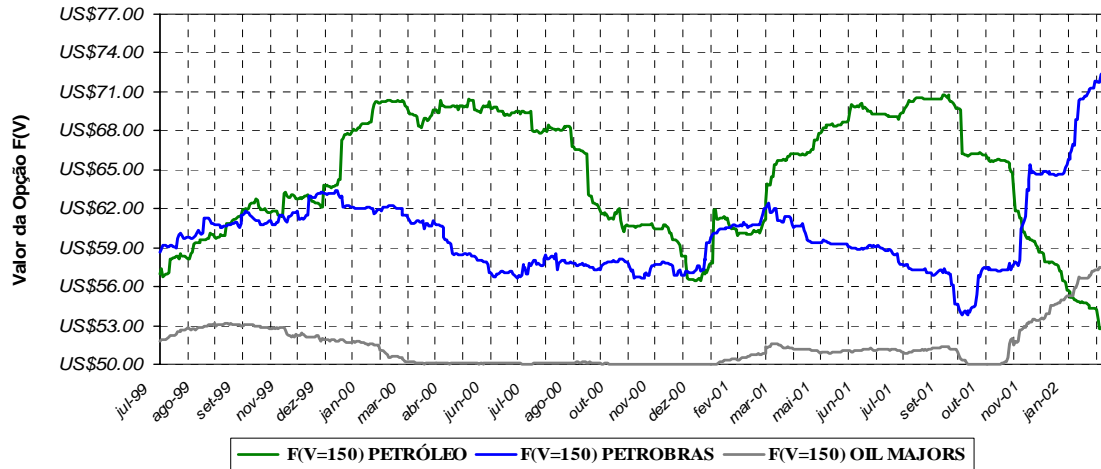
Tabela B.5 – Estatísticas do Valor da Opção de Espera do Setor de Petróleo

Gráfico B.6: Curva para o Valor da Opção do Projeto - F(150)
Volatilidade de 90 dias - Petróleo



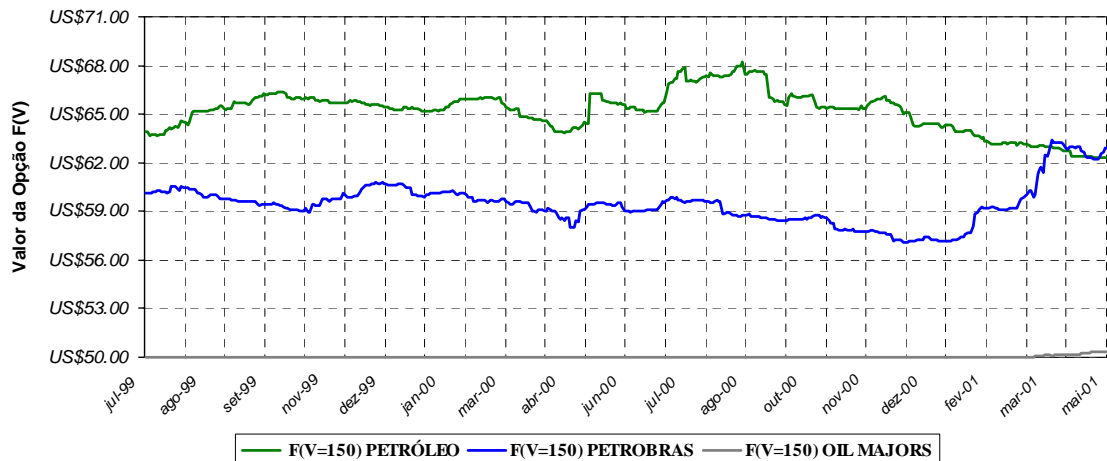
| $F(V)$ | Máximo | Mínimo | Média | Variância |
|------------|--------|--------|-------|-----------|
| Petróleo | 68.21 | 62.27 | 65.38 | 1.73 |
| Petrobras | 84.59 | 50.13 | 59.51 | 43.83 |
| Oil majors | 68.33 | 50.00 | 50.38 | 14.84 |

Tabela B.6 – Estatísticas do Valor da Opção de Espera do Setor de Petróleo

Gráfico B.7: Curva para Valor do Projeto F(150)
Volatilidade de 180 dias

| $F(V)$ | Máximo | Mínimo | Média | Variância |
|------------|--------|--------|-------|-----------|
| Petróleo | 70.81 | 52.63 | 65.65 | 23.53 |
| Petrobras | 73.17 | 53.81 | 59.38 | 10.29 |
| Oil majors | 58.35 | 50.00 | 51.01 | 2.73 |

Tabela B.7 – Estatísticas do Valor da Opção de Espera do Setor de Petróleo

Gráfico B.8: Curva para Valor do Projeto F(150)
Volatilidade de 360 dias

| <i>F(V)</i> | <i>Máximo</i> | <i>Mínimo</i> | <i>Média</i> | <i>Variância</i> |
|-------------------|---------------|---------------|--------------|------------------|
| <i>Petróleo</i> | 68.21 | 62.27 | 65.38 | 1.73 |
| <i>Petrobras</i> | 64.59 | 57.06 | 59.50 | 1.86 |
| <i>Oil majors</i> | 50.53 | 50.00 | 50.00 | 0.01 |

Tabela B.8 – Estatísticas do Valor da Opção de Espera do Setor de Petróleo

Sumário