

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE - FURG
INSTITUTO DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS, ADMINISTRATIVAS E
CONTÁBEIS - ICEAC
CURSO DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS

DIEGO GATTI PEREZ

MODELO ECONOMÉTRICO DE PROBABILIDADE DE FECHAMENTO
DOS *GAPS* DO ÍNDICE FUTURO BOVESPA

Rio Grande

2014

DIEGO GATTI PEREZ

MODELO ECONOMÉTRICO DE PROBABILIDADE DE FECHAMENTO
DOS *GAPS* DO ÍNDICE FUTURO BOVESPA

Monografia apresentada como requisito parcial
para a obtenção do título de Bacharel em Ciências
Econômicas pela Universidade Federal do Rio
Grande – FURG.

Orientador: Prof. Dr. Cristiano Aguiar de Oliveira.

Rio Grande

2014

DIEGO GATTI PEREZ

MODELO ECONOMÉTRICO DE PROBABILIDADE
DE FECHAMENTO DOS *GAPS* DO ÍNDICE FUTURO
BOVESPA

Monografia apresentada como pré-requisito para a obtenção do título de Bacharel em Ciências Econômicas pela Universidade Federal do Rio Grande – FURG, submetida à aprovação da banca examinadora composta pelos seguintes membros:

Cristiano Aguiar de Oliveira – Orientador – Universidade Federal do Rio Grande – FURG

Vívian dos Santos Queiroz – Membro – Universidade Federal do Rio Grande – FURG

Rodrigo Peres de Ávila – Membro – Universidade Federal do Rio Grande – FURG

Rio Grande, 02 de dezembro de 2014

Dedico este trabalho à minha esposa Raquel, que com seu apoio e motivação incondicional foi fundamental no alcance deste objetivo.

RESUMO

Este trabalho estuda os *gaps* no índice futuro Bovespa. A partir de uma base de dados diária de onze anos do índice Bovespa futuro, o trabalho apresenta dois modelos econométricos não lineares os quais possibilitaram avaliar os efeitos de mudanças em um conjunto de variáveis independentes, a saber, o tamanho em pontos do *gap*, a volatilidade do índice e volume suavizado de negociações. Os resultados encontrados mostram que tamanho em pontos do *gap* possui efeito negativo na probabilidade de fechamento. Por sua vez, as variáveis que representam a volatilidade do índice e o volume de negociações possuem um efeito positivo no fechamento dos *gaps*, sendo assim, quanto mais volátil o mercado encontra-se e quanto maior o volume transacionado em um determinado dia maior a probabilidade de fechamento dos *gaps*. Ademais, o trabalho realiza previsões para os fechamentos dos *gaps* e consegue prever corretamente 68,11% dos *gaps* positivos e 73,71% dos *gaps* negativos que fecham.

Palavra-chave:

Índice Futuro Bovespa, *gaps*, probabilidade, probit

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1: Gráfico da função de distribuição acumulada logística	12
Gráfico 2: Modelo probit: (a) dado l_i , lê-se P_i a partir da ordenada; (b) dado P_i , lê-se l_i a partir da abscissa.....	15
Gráfico 3: previsões para o fechamento dos <i>gaps</i> positivos condicionados a seu tamanho absoluto.....	21
Gráfico 4: previsões para o fechamento dos <i>gaps</i> negativos condicionadas ao seu tamanho absoluto.....	22
Gráfico 5: previsões para fechamento dos <i>gaps</i> positivos condicionadas à sua amplitude.	23
Gráfico 6: previsões para fechamento dos <i>gaps</i> negativos condicionadas à sua amplitude	24

LISTA DE TABELAS

Tabela 1: Efeitos marginais, teste de Wald e medidas de ajuste do modelo Probit para <i>Gaps</i> positivos.....	18
Tabela 2: Efeitos marginais, teste de Wald e medidas de ajuste do modelo Probit para <i>Gaps</i> negativos.....	19
Tabela 3: Classificação e previsão dos <i>gaps</i> positivos	20
Tabela 4: Classificação e previsão dos <i>gaps</i> negativos	20

SUMÁRIO

INTRODUÇÃO.....	8
1. Modelos de análise qualitativa	11
1.1 Modelo Logit	11
1.2 Modelo <i>Probit</i>	13
2. Dados e resultados.....	16
CONCLUSÃO.....	25
REFERÊNCIAS	26

INTRODUÇÃO

De acordo com Nison (1991) a primeira referência literária sobre análise gráfica e consequentemente sobre *gap* ou *window*, origina-se no Japão entre os séculos XVII-XVIII por Munehisa Homma com a obra “Sakata Senho and Soba Sani No Den” onde começam as primeiras análises de tendência de preços. Utilizou gráficos sobre o mercado de arroz para dar início ao que hoje é conhecido como análise técnica oriental.

Segundo Stephen J. Brown (1998), duzentos e cinquenta e cinco editoriais publicados no “Wall Street Journal” baseados nas análises de Charles H. Dow¹, publicados em sua maior parte por William Peter Hamilton, serviram de base para a análise gráfica moderna. Em seu livro “The Stock Market Barometer” de 1922, Hamilton compilou as ideias de seu mestre e desenvolveu os princípios de Dow. Segundo Lorenzoni (2006) somente em 1932 o termo “The Dow Theory” foi criado por Robert Rhea em seu trabalho homônimo, onde abordou de maneira mais completa e formal os princípios de Dow, originando basicamente o que se entende por Análise Técnica Clássica (ATC). Esta consiste em analisar a dinâmica da tendência de preços, extensível a qualquer tipo de ativo podendo ser de curto, médio e longo prazo.

Na análise técnica oriental as formações gráficas onde o intervalo de preço do dia t não coincide em nenhum valor com os preços entre a cotação mínima e máxima do dia $t - 1$ são chamadas de janelas. “A window is a *gap* between the prior and the current session's price.” (Nison 1991, 119)

Estas formações gráficas podem ser de suma importância para o investidor, visto que fornecem informações sobre tendências de mercado intrínsecas à sua formação. Podendo complementar o arcabouço informacional utilizado para negociar determinado ativo ou até mesmo servir de base para uma estratégia de investimento calcada nas informações contidas em sua estrutura gráfica. Como visto sua utilização pode ser bastante extensa justificando sua investigação e análise.

Gaps são espaços vazios em um gráfico contínuo em qualquer *time frame*, ou seja, em qualquer periodicidade, é o intervalo de preço onde não acontecem negociações. Sendo assim, são mais comuns nas aberturas dos pregões, entretanto podem também ocorrer durante o

¹ Primeiro editor e fundador do The Wall Street Journal.

pregão (*intraday*) principalmente em ativos menos líquidos. Quanto menor a liquidez de um ativo maior a frequência de espaços vazios no gráfico e menor sua significância.

Gaps são a denominação que damos para os espaços vazios que aparecem nos gráficos. São zonas de preço onde não houve, no momento da ocorrência do *gap*, qualquer negócio. Os *gaps* aparecem na troca do candle vigente de mercado. Isso faz com que, no intradiário, possa surgir um *gap* por simples fechamento de negócio numa situação de escassez de ofertas no livro de ofertas. Mas, fora essa situação, os *gaps* surgem sempre de leilões. (Leandro e Stormer 2014).

Neste trabalho são levados em consideração apenas os *gaps* de abertura, estas diferenças entre o preço de fechamento em $t - 1$ e o preço de abertura em t normalmente são ocasionados pela assimetria de informação em relação ao ativo de referência nos dois momentos. É possível usar como exemplo o *gap* ocorrido no dia 27 de outubro de 2014, primeiro pregão após o segundo turno das eleições presidenciais.

Na sexta-feira imediatamente anterior ao processo eleitoral, dia 24 de outubro de 2014, havia grande incerteza quanto ao desfecho da disputa, pois as pesquisas de intenção de voto indicavam uma decisão equilibrada. Diante do resultado que a atual presidente permaneceria no cargo, e da percepção do mercado de que este fato ocasionaria uma piora no ambiente de negócios em geral e principalmente a continuação da ineficiência na gestão de empresas estatais do porte da Petrobrás, que é a empresa mais representativa do índice Bovespa, ocorreu uma corrida para venda de ações, principalmente de empresas administradas pelo governo. Considerando a dinâmica do pregão da BMF&Bovespa e a estrutura de negociações de leilão, há a possibilidade do envio de ordens de compra e venda antes da abertura das negociações, em situações de euforia ou stress como esta, normalmente ocorre um acúmulo de ordens na direção em que fator psicológico aponta, neste caso, a venda. Portanto o preço de fechamento em $t - 1$ (24/10/2014) de 52.000 pontos não representava a precificação com as novas informações, gerando um represamento de ordens de venda até o momento da abertura do mercado em t aos 48.200 pontos gerando um *gap* de 3.800 pontos, 7,3%.

Todos os tipos de ativos, mercados à vista ou futuro, como o derivativo índice futuro Bovespa, estão sujeitos a este tipo de assimetria de informação, e, portanto, ao surgimento de *gaps* em seus gráficos.

Rothschild e Stiglitz (1976) em seu artigo sobre seleção adversa no mercado de seguros e Akerlof (1970) em seu artigo sobre o mercado de limões contribuíram para a então

nascente economia da informação desenvolvendo o conceito de assimetria de informação. Este conceito enfatiza que um déficit quantitativo e/ou qualitativo de informação por parte de um dos agentes ao negociar um determinado objeto, prejudicaria na precificação caracterizando assim, uma falha de mercado. Entretanto, a assimetria à qual refere-se este trabalho é a diferença de informação disponível entre os dois momentos distintos, $t - 1$ e t , pois neste caso os agentes possuem a mesma quantidade de informação em cada momento, a diferença está na quantidade total de informação disponível entre os dois momentos:

$$I_a = I_b \text{ e } I_a + I_b = X \text{ em } t - 1; \quad (1)$$

Onde X é a quantidade total de informação disponível no momento $t - 1$.

$$I_a = I_b \text{ e } I_a + I_b = X + Y \text{ em } t \quad (2)$$

Onde Y representa a quantidade de informação disponível no momento t .

Há de se destacar a importância do fator psicológico na formação e no fechamento dos *gaps*, visto que muitas vezes são resultado de curtos períodos de euforia ou pessimismo em grande parte decorrentes de situações como a explicada no exemplo acima.

Os mercados que funcionam vinte e quatro horas, como por exemplo, o mercado de câmbio através do Forex², estão menos sujeitos a formação destas falhas gráficas, pois não acontece o represamento e a acumulação de ordens.

A análise técnica usualmente divide os *gaps* em três diferentes tipos: *Gap* de rompimento, *gap* de continuação e *gap* de exaustão.

- *Gap* de rompimento: ocorre quando rompe um padrão gráfico ou uma acumulação;
- *Gap* de continuação: ocorre em uma acumulação ou em uma tendência, indicando a continuação da mesma,
- *Gap* de exaustão: ocorre ao final de uma tendência indicando o final da mesma.

² Forex é um mercado virtual e descentralizado que funciona 24h quase ininterruptamente negociando derivativos cambiais referenciados em pares de moedas. De acordo com (Comissão de Valores Mobiliários 2009)“Ele é formado pelas transações entre as instituições que nele operam. O Forex é, portanto, um mercado de balcão, já que as transações são realizadas diretamente entre as partes por telefone, sistemas eletrônicos e internet”.

Considerando apenas *gap* de abertura, que é a diferença do preço de fechamento em $t - 1$ e o preço de abertura em t , o índice futuro Bovespa oferece um montante considerável de eventos que poderá resultar em uma interessante estratégia de investimentos alicerçada em sua dinâmica, passível de uma futura investigação e uma provável sequencia deste trabalho.

O presente trabalho visa oferecer uma análise quantitativa da dinâmica dos *gaps* no índice futuro Bovespa durante o período compreendido entre, janeiro de 2003 e dezembro de 2013. Para este fim utiliza um modelo econométrico não linear (Probit) para estudar como a probabilidade condicional de um *gap* no índice futuro Bovespa fechar está relacionada com as variáveis tamanho, volatilidade e volume. O principal objetivo do trabalho é gerar um modelo capaz de gerar previsões para o fechamento destes *gaps*.

O trabalho está organizado da seguinte forma. Além desta introdução o trabalho apresenta mais duas sessões. Na próxima sessão o trabalho discorre sobre os modelos de análise qualitativa e suas características. Na sessão três aborda-se a base de dados, a criação das variáveis e os resultados dos modelos escolhidos. Por fim as conclusões são apresentadas.

1. Modelos de análise qualitativa

Os modelos de análise qualitativa, também conhecidos como modelos com variável dependente discreta são utilizados quando se espera que a variável y represente a probabilidade de acontecimento de um determinado evento em função de uma ou mais variáveis X .

Segundo Wooldridge (2005)₂, em um modelo qualitativo de escolha binária, o interesse da pesquisa encontra-se na probabilidade da resposta, ou seja, a probabilidade de y igual a 1 dado x como pode ser observado na equação (3).

$$P(y = 1 | x) = P(y = 1 | x_1, x_2, \dots, x_n) \quad (3)$$

O presente trabalho focará em abordagens em que $0 \leq E(y | x) \leq 1$, isto é, modelos em que o valor esperado de y situe-se entre 0 e 1.

1.1 Modelo Logit

Para que $P(y = 1 | x)$ permaneça entre 0 e 1, assume-se uma distribuição acumulada sigmóide, em forma de S, que representa como y é distribuído em função de x , perfeita para

casos em que a variável dependente é dicotômica. Wooldridge (2005) utiliza uma função G com todos os números reais (z) situados entre zero e um: $0 \leq G(z) \leq 1$.

$$P(y = 1 | x) = G(\beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_k x_k) = G(\beta_0 + x\beta) \quad (4)$$

Como X varia entre $(-\infty e + \infty)$, e como visto anteriormente $P(y = 1 | x)$ permanece entre 0 e 1, P_i é uma função não linear de x_i .

(...) a relação entre P_i e X_i é não linear, ou seja, “aproxima-se de zero a taxas cada vez menores quando x_i se fica menor e aproxima-se de 1 a taxas cada vez menores à medida que x_i aumenta bastante”. (Aldrich & Nelson *apud* Gujarati & Porter, 2011, p. 480).

No modelo *Logit* utiliza-se uma distribuição acumulada logística, segundo Wooldridge (2005) assumindo que $z = \beta_0 + x\beta$ a função logística $G(z)$ é uma função logarítmica e pode ser descrita:

$$G(z) = \frac{1}{1 + \exp(-z)} = \frac{\exp(z)}{1 + \exp(z)} \quad (5)$$

A sua distribuição acumulada pode ser observada na figura 1.

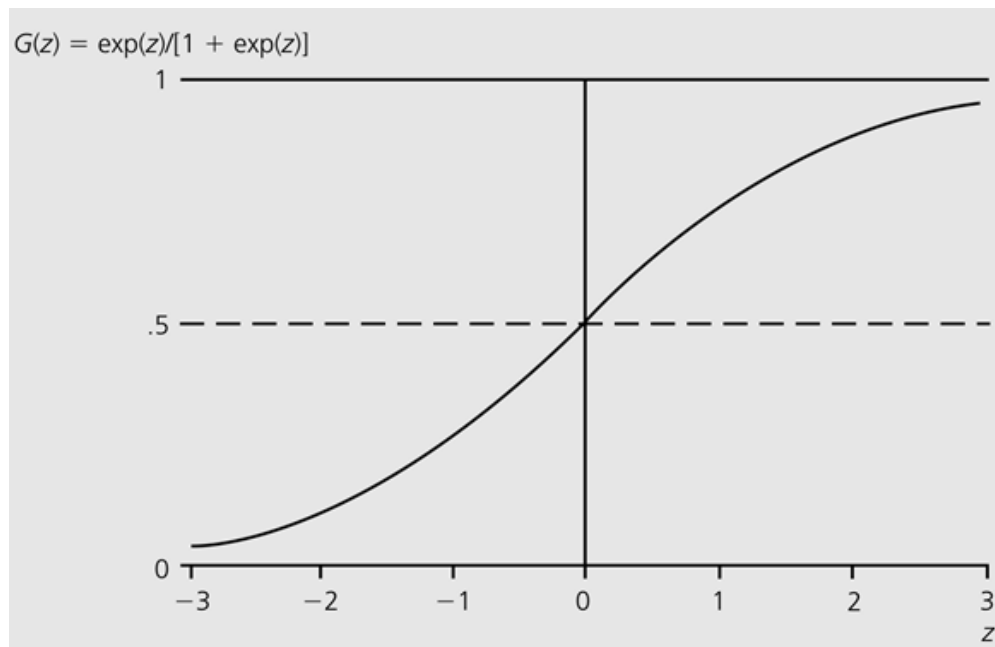


Gráfico 1: Gráfico da função de distribuição acumulada logística

Fonte: Wooldridge, 2005, p. 531

Se $P(y = 1 | x) = G(z)$ na equação(5), então $P(y = 0 | x) = 1 - G(z)$:

$$1 - G(z) = \frac{1}{1 + \exp(z)} \quad (6)$$

Sendo assim, de acordo com Gujarati e Porter (2011) é possível escrever:

$$\frac{G(z)}{1 - G(z)} = \frac{1 + \exp(z)}{1 + \exp(-z)} = \exp(z) \quad (7)$$

Portanto, chega-se a conclusão que $\frac{G(z)}{1 - G(z)}$ é a razão de probabilidades de acontecimento de um determinado evento, entretanto cria-se um problema de estimação, pois o modelo é não linear, mas que pode ser resolvido tirando o logaritmo natural da equação (7):

$$L = \ln \frac{G(z)}{1 - G(z)} = z \quad (8)$$

Sendo,

$$z = \beta_0 + x\beta \quad (9)$$

Sendo “(...) L , o logaritmo da razão de chances, não é apenas linear em X , mas também (do ponto de vista da estimação), linear nos parâmetros. L é chamado e **logit**, daí o nome **modelos logit** para aqueles como a Equação $L_i = \ln\left(\frac{P_i}{1 - P_i}\right) = Z_i = \beta_0 + \beta_1 X_i$ ” (Gujarati e Porter 2011, 552).

Conclui-se que no modelo de escolha binária do tipo *Logit*

[...] a variável dependente é o logaritmo da razão de chances, que é uma função linear dos regressores. A função de probabilidade subjacente ao modelo Logit é a distribuição logística. Se os dados disponíveis forem agrupados, podemos recorrer aos MQO para calcular os parâmetros do modelo logit, desde que levemos em conta explicitamente a natureza heterocedástica do termo de erro. Se os dados forem disponíveis no nível individual ou micro, é necessários seguir os procedimentos de estimação não lineares nos parâmetros. (Gujarati e Porter 2011, 577).

1.2 Modelo *Probit*

O modelo *Probit* diferencia-se do *Logit* na função de distribuição acumulada. Enquanto o *Logit* utiliza a distribuição acumulada logística como mostrado anteriormente, o modelo *Probit* considera a distribuição acumulada normal. ”O modelo de estimação que

emerge da FDA normal é conhecido como **modelo probit**, embora às vezes também seja conhecido como **modelo normit**“ (Gujarati e Porter 2011, 563)

O mesmo autor apresenta o modelo *Probit* baseado na teoria da utilidade ou na perspectiva da escolha racional desenvolvida por McFadden (1973). Onde a probabilidade de um evento ocorrer, $P(y = 1 | x)$, depende de um índice de utilidade não observável I_i também conhecido como variável latente. Quanto maior o índice de utilidade, maior a probabilidade de o evento ocorrer. Representa-se como demonstrado abaixo:

$$I = \beta_1 + \beta_2 x_i \quad (10)$$

[...] é razoável supor que há um *nível crítico* ou *limiar* do índice, que chamamos de I_i^* , tal que, se I_i exceder I_i^* , a família terá uma casa, caso contrário, não terá. O limiar I_i^* , como I_i , não é observável, mas, se supusermos que ele se distribui normalmente com a mesma média e variância, é possível não apenas estimar os parâmetros do índice dado em (10), mas obter algumas informações sobre o próprio índice não observável. (Gujarati e Porter 2011, 563).

A probabilidade de que I_i seja maior ou igual I_i^* pode ser calculada através da FDA normal padronizada

$$P_i = P(y = 1 | x) = P(I_i^* \leq I_i) = P(Z_i \leq \beta_1 + \beta_2 x_i) = F(\beta_1 + \beta_2 x_i) \quad (11)$$

Onde z é a variável normal padronizada, $Z \sim N(0, \sigma^2)$.

Segundo Wooldridge (2005) poder ser representado:

$$P(y = 1 | x) = P^*(y > 0 | x) = P[e > -(\beta_0 + x\beta) | x] = 1 - G[-(\beta_0 + x\beta)] = G(\beta_0 + x\beta) \quad (12)$$

De acordo com Gujarati e Porter (2011), a distribuição acumulada é dada por:

$$\begin{aligned} F(I_i) &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{I_i} e^{-\frac{z^2}{2}} dz \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\beta_1 + \beta_2 x_i} e^{-\frac{z^2}{2}} dz \end{aligned} \quad (13)$$

Graficamente:

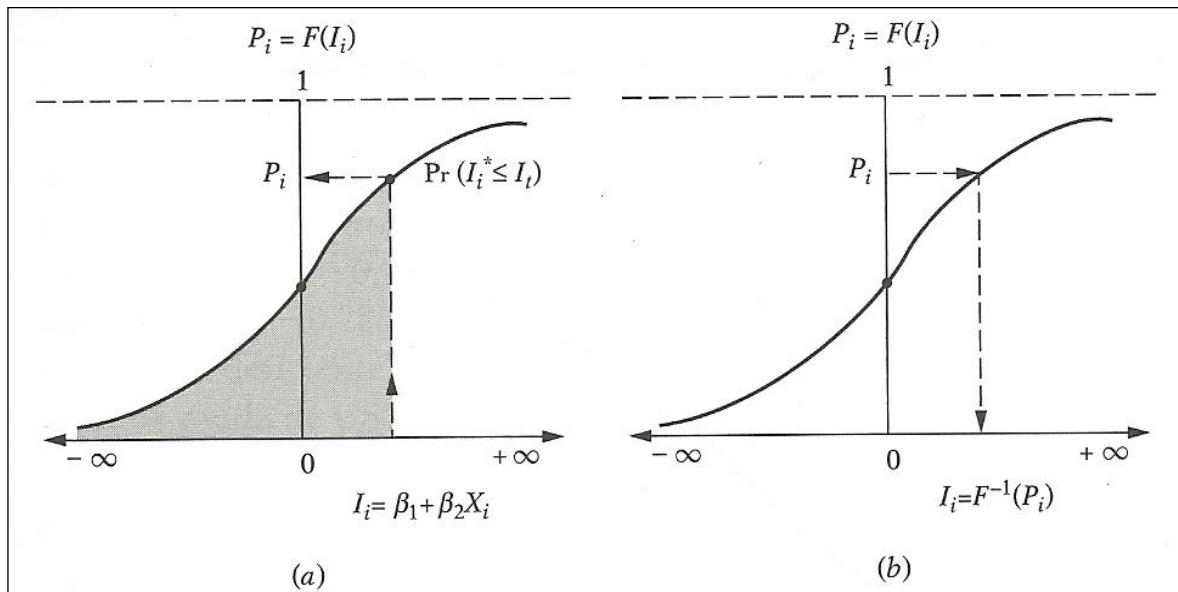


Gráfico 2: Modelo probit: (a) dado I_i , lê-se P_i a partir da ordenada; (b) dado P_i , lê-se I_i a partir da abscissa.

Fonte: GUJARATI, 2011, p.564

De acordo com o gráfico (2) a probabilidade do evento ocorrer é dada pela área da curva normal padrão de $-\infty$ a I_i , como mostra o painel(a).

Utilizando-se o inverso da equação (13), obtém-se informações sobre I_i , bem como sobre β_1 e β_2 :

$$\begin{aligned} I_i &= F^{-1}(I_i) = F^{-1}(P_i) \\ &= (\beta_1 + \beta_2 x_i) \end{aligned} \quad (14)$$

Sendo F^{-1} o inverso da FDA normal, “no painel (a) da figura obtemos da ordenada a probabilidade (acumulada) de ter a casa própria dado $I_i^* \leq I_i$, enquanto no painel (b) obtemos da abscissa o valor de I_i dado o valor de P_i , que é apenas o inverso da primeira” (Gujarati e Porter 2011, 564).

Sendo assim, conclui-se que os modelos *logit* e *probit*, apesar de bastante parecidos, a distribuição logística utilizada no *logit* tem cauda ligeiramente mais pesada, ou seja, a probabilidade condicional P_i aproxima-se de 0 e 1 mais lentamente, i.e. quando I_i tende a $-\infty$ e $+\infty$.

Para desenvolvimento do presente trabalho escolheu-se a especificação *probit*, pois, este permite a obtenção de efeitos marginais e estes são importantes para atingir um dos objetivos do trabalho que é o de identificar os efeitos das variáveis independentes sobre a probabilidade de o *gap* do índice futuro Bovespa fechar.

2. Dados e resultados

A base de dados utilizada para a elaboração deste trabalho foi uma série temporal do índice futuro Bovespa. A amostra consiste nos *business days* do período de 02 de janeiro de 2003 a trinta de dezembro de 2013, totalizando 2.720 informações. Cada evento composto por: data, preço de abertura, preço máximo, preço mínimo, preço de fechamento, volume financeiro negociado e contratos negociados no período.

A partir desta base foram criadas outras variáveis, binárias e contínuas. Entre as contínuas foram criadas o fechamento defasado, mínima em $t + 1$, máxima em $t + 1$, mínima em $t + 2$, máxima em $t + 2$, tamanho do *gap*, tamanho percentual do *gap*, amplitude e a média móvel dos últimos cinquenta dias. Foram criadas quatro variáveis binárias, isto é, variáveis que podem assumir apenas dois valores, 0 ou 1: *gap* positivo, *gap* negativo, *gap* positivo fechou e *gap* negativo fechou.

Algumas variáveis foram criadas apenas com o intuito de servir de base para outras, como:

- fechamento defasado: preço de fechamento do período anterior, $t - 1$;
- mínima em $t + 1$: preço mínimo do período posterior, $t + 1$;
- máxima em $t + 1$: preço máximo no período posterior, $t + 1$;
- mínima em $t + 2$: preço mínimo de dois pregões à frente, $t + 2$;
- máxima em $t + 2$: preço máximo de dois pregões à frente, $t + 2$.

Como variáveis dependentes utilizou-se as variáveis *gappositf* e *gapnegf*, sendo estas variáveis binárias, assumindo o valor 0 se o respectivo *gap* não fechar e 1 se o mesmo fechar.

Os critérios utilizados para definir *gaps* e seu fechamento estão descritos abaixo.

Gaps positivos: um *gap* positivo é criado se o preço de abertura em t for maior que o preço de fechamento em $t - 1$, este fechará se a cotação mínima em t for menor ou igual ao preço de fechamento em $t - 1$.

Gaps negativos: um *gap* negativo acontece quando o preço de abertura em t for menor que o preço de fechamento em $t - 1$, este fechará se a cotação máxima em t for maior ou igual à cotação de fechamento em $t - 1$.

As variáveis independentes utilizadas foram: tamanho absoluto, amplitude e volumeHP.

Com o intuito de dimensionar os *gaps* se desenvolveu a variável tamanho absoluto, que consiste na diferença em pontos entre o preço de fechamento em $t - 1$ e o preço de abertura em t . Ademais, foi criada uma variável que representa o tamanho percentual, que é o tamanho absoluto dividido pela cotação de fechamento em $t - 1$.

Além disso, se considerou necessário a criação de uma variável que captasse a volatilidade do período, pois, em momentos em que o mercado está mais volátil, o preço sofre maiores variações, o que sugere uma maior facilidade para o preenchimento do *gap*. Idealizou-se a variável amplitude, que consiste na diferença entre a cotação máxima e a mínima do evento sobre o preço de fechamento.

Optou-se pela criação de uma variável que suavizasse o componente estocástico da variável volume financeiro, sendo assim, utilizou-se um filtro para componentes cíclicos do tipo Hodrick-Prescott, que representa a média móvel dos últimos cinquenta períodos.

Os modelos de resposta binária, devido a sua natureza, a interpretação torna-se mais complexa e menos intuitiva do que em modelos lineares.

Em modelos de regressão binária como *Logit* e o *Probit* que é a especificação utilizada no presente trabalho, a análise dos coeficientes permite apenas apurar se determinada variável impacta positivamente ou negativamente sobre a probabilidade do evento ocorrer, ou seja, avalia-se apenas o sinal. Em relação aos efeitos marginais das variáveis, sabe-se que não são constantes, variam de acordo com a posição na função de distribuição acumulada.

Para a obtenção de um indicador mais sólido optou-se pelo efeito marginal médio, pois utiliza a totalidade da amostra, apesar de o efeito marginal na média ter chegado a resultados próximos.

Os resultados obtidos para o modelo que define a probabilidade de um *gap* positivo fechar são mostrados na tabela 1.

Gap Positivo						
	Coefficiente	Erro Padrão	Z	P-Valor	[95% Intervalo de Confiança]	
Tamanhoobs	-0.0005714	0.0000504	-11.33	0.000	-0.0006702	-0.0004726
Amplitude	1.192646	1.65364	7.21	0.000	8.685381	15.16753
VolumeHP	3.22e-11	1.22e-11	2.64	0.008	8.29e-12	5.61e-11
Wald	chi2 (2) = 79.24		Prob > chi2 = 0.0000			
McFadden Pseudo R²	0.151					
Log-maxima verossimilhança	Modelo= -301.308		Apenas intercepto = -354.876			

Tabela 1: Efeitos marginais, teste de Wald e medidas de ajuste do modelo Probit para *Gaps* positivos
Fonte: Elaboração própria

Nota-se que as variáveis mostraram-se significativas estatisticamente, ou seja, seus respectivos p-valores abaixo de cinco por cento nos dois modelos. Segundo o teste de Wald a hipótese nula de que os coeficientes são simultaneamente iguais a zero é rejeitada, e de acordo com as interações do log da máxima verossimilhança as variáveis acrescentam ao modelo, apresentando os resultados de -354.876 utilizando apenas o intercepto e -301.308 utilizando as variáveis no modelo dos *gaps* positivos.

Gap Negativo						
	Coefficientes	Erro Padrão	Z	P-valor	[95% Intervalo de Confiança]	
Tamanho absoluto	-0.0005685	.0000685	-8.30	0.000	-0.0007027	-0.0004343
Amplitude	10.09769	1.661401	6.08	0.000	6.841.407	1.335398
Volume (Filtro HP)	5.13e-11	1.39e-11	3.69	0.000	2.40e-11	7.86e-11
Wald	chi2 (2) = 42.29		Prob > chi2 = 0.0000			
McFadden	0.133					
Log-maxima verossimilhança	Modelo = -268.398		Apenas intercepto = -309.513			

Tabela 2: Efeitos marginais, teste de Wald e medidas de ajuste do modelo Probit para *Gaps* negativos

Fonte: Elaboração própria

No modelo para *gaps* negativos o teste de Wald também rejeita a hipótese nula de que todos os coeficientes são simultaneamente iguais a zero. As iterações do log da máxima verossimilhança mostram resultados de -309.513 utilizando apenas intercepto e -298.398 utilizando o modelo completo, Nota-se que as variáveis mostraram-se significativas estatisticamente, ou seja, seus respectivos p-valores abaixo de cinco por cento no modelo negativo.

Verdadeiro			
Classificado	Fecha	Não Fecha	Total
Positivo	173	84	257
Negativo	81	174	255
Total	254	258	512
Sensibilidade			68.11%
Especificidade			67.44%
Valor de previsão positivo			67.32%
Valor de previsão negativo			68.24%
Falso + para verdadeiro ~D			32.56%
Falso – para verdadeiro D			31.89%
Falso + para classificado +			32.68%
Falso - para classificado -			31.76%
Classificados corretamente			67.77%

Tabela 3: Classificação e previsão dos *gaps* positivos
Fone: Elaboração do autor

Percebe-se através da tabela 3 que o modelo para *gaps* positivos mostrou um percentual de 67,77% de *gaps* classificados corretamente, Atingiu um bom poder de previsão como explicitado nos indicadores de sensibilidade e especificidade com valores de 68,11% e 67,44% respectivamente.

Verdadeiro			
Classificado	D	~D	Total
Positivo	171	79	250
Negativo	61	136	197
Total	232	215	447
Sensibilidade			73.71%
Especificidade			63.26%
Valor de previsão positivo			68.40%
Valor de previsão negativo			69.04%
Falso + para verdadeiro ~D			36.74%
Falso – para verdadeiro D			26.29%
Falso + para classificado +			31.60%
Falso - para classificado -			30.96%
Classificados corretamente			68.68%

Tabela 4: Classificação e previsão dos *gaps* negativos
Fonte: Elaboração do autor

O modelo negativo apresentou um percentual de 68,68% de *gaps* corretamente classificados, alcançou um bom poder de previsão prevendo corretamente 73,71% dos *gaps* que fecharam e 63,23% dos *gaps* que não fecharam.

A variável tamanho possui efeito negativo na probabilidade do evento ocorrer, através dos gráficos (3 e 4) fica claro que quanto maior o tamanho absoluto do *gap* menor a probabilidade do mesmo fechar em ambos modelos. Estes resultados seguem o efeito esperado, pois, quanto maior a janela no gráfico, maior a extensão do movimento necessário para preenchê-la.

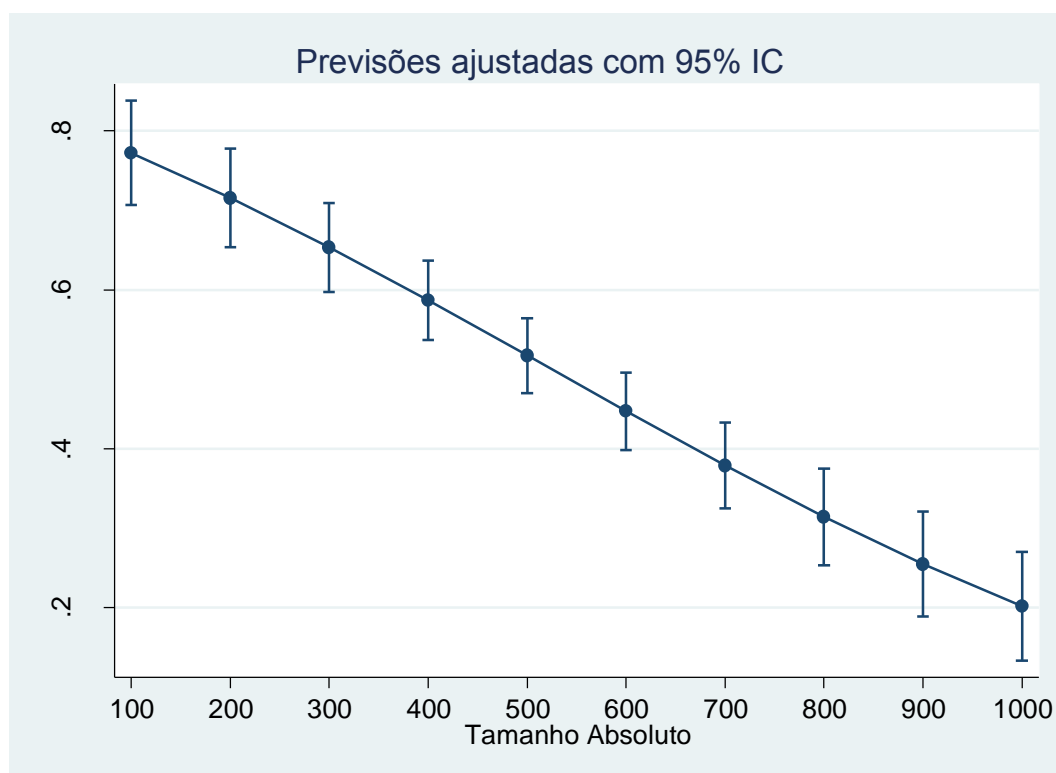


Gráfico 3: previsões para o fechamento dos *gaps* positivos condicionados a seu tamanho absoluto
Fonte: Elaboração própria

Através do gráfico 3 nota-se como comporta-se a probabilidade de fechamento de *gaps* positivos condicionada ao seu tamanho absoluto com intervalo de confiança de 95%, ou seja, mantendo as outras variáveis independentes na média, amplitude (2,34%) e volumeHP (R\$3,86 bilhões), com a variável tamanho absoluto assumindo o valor de cem pontos percebe-se uma probabilidade de fechamento de 77,21% evoluindo para 20,15% com o tamanho absoluto atingindo mil pontos.

Utilizando-se os efeitos marginais médios como base, no modelo para *gaps* positivos chega-se a interpretação que um aumento em cem pontos no tamanho absoluto diminui em média 5,71% na probabilidade do mesmo fechar. Usando a probabilidade média de 48,57%

como referência, após o aumento de cem pontos no tamanho absoluto, chega-se a uma probabilidade de 42,86% de fechamento dos *gaps*.

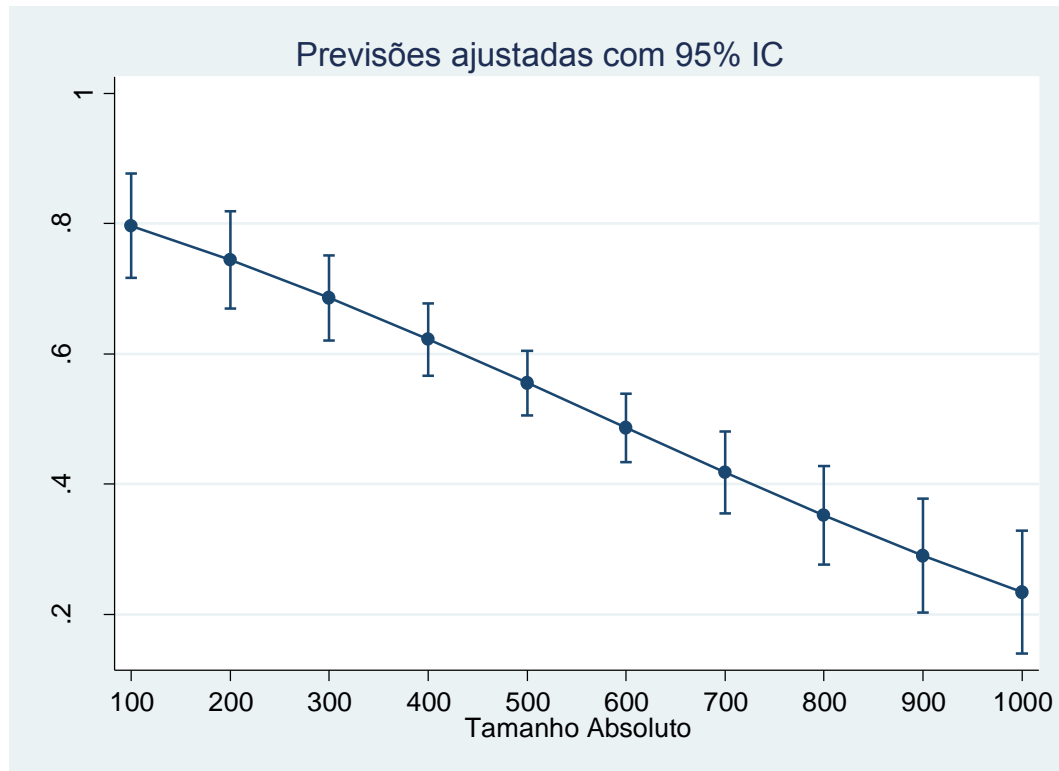


Gráfico 4: previsões para o fechamento dos *gaps* negativos condicionadas ao seu tamanho absoluto
Fonte: Elaboração própria

Através do gráfico 4 nota-se como comporta-se a probabilidade de fechamento de *gaps* negativos condicionada ao seu tamanho absoluto com intervalo de confiança de 95%, ou seja, mantendo as outras variáveis independentes na média, amplitude 2,34% e volume HP R\$ 3,86 bilhões, com a variável tamanho absoluto assumindo o valor de cem pontos percebe-se uma probabilidade de fechamento de 77,21% evoluindo para 20,15% com o tamanho absoluto atingindo mil pontos.

No modelo para *gaps* negativos o aumento de cem pontos na variável tamanho absoluto representa uma diminuição em média de 5,68%, partindo da probabilidade média de 50,31%, tal variação resultaria na probabilidade de 44,63% do evento ocorrer.

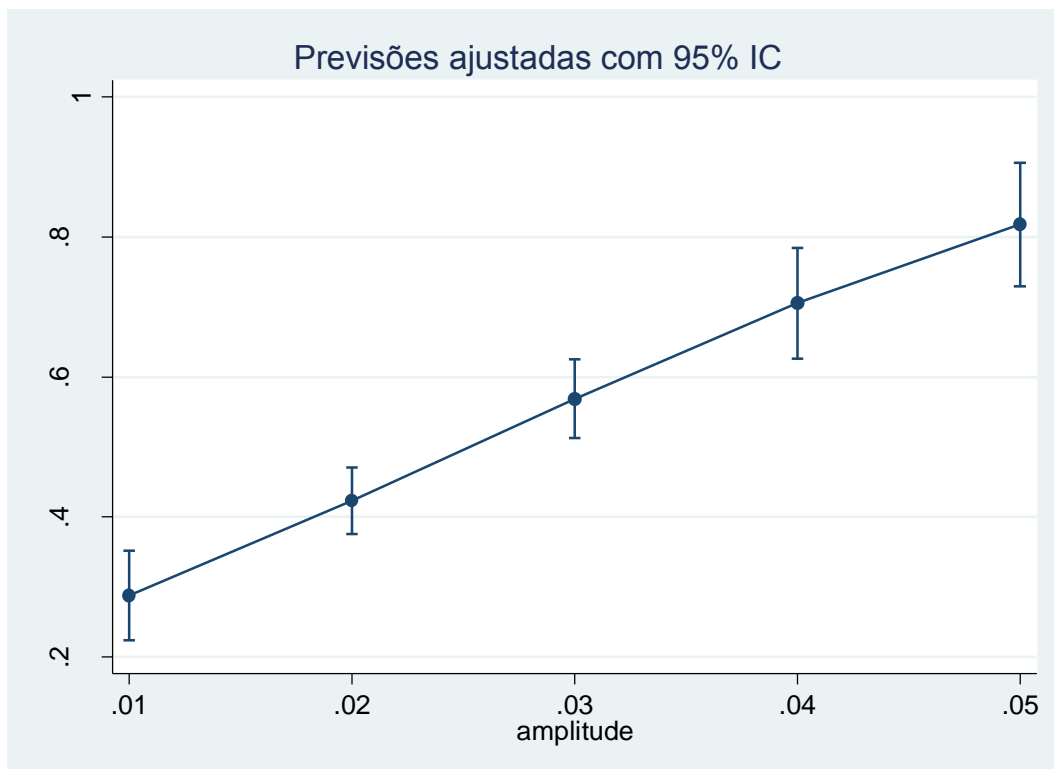


Gráfico 5: previsões para fechamento dos *gaps* positivos condicionadas à sua amplitude
Fonte: Elaboração própria

A variável amplitude possui efeito positivo sobre a variável dependente, nota-se que quanto maiores os seus valores maior a probabilidade de o *gap* fechar. Visto que a variável amplitude é uma medida de volatilidade, espera-se que em momentos de maior volatilidade a probabilidade do *gap* fechar seja maior, resultado que comprovou-se através dos modelos.

Através do gráfico 5 nota-se como a probabilidade de fechamento de *gaps* positivos condicionada à sua amplitude comporta-se com intervalo de confiança de 95%, mantendo as outras variáveis dependentes na média, tamanho absoluto de 544.65 pontos e volumeHP R\$ 3,86 bilhões, com a variável amplitude assumindo o valor de 1% percebe-se uma probabilidade de fechamento de 28,74% evoluindo para 81,77% com a amplitude atingindo 5%. De acordo com a tabela de efeitos marginais médios para os *gaps* positivos, um aumento de 1% na amplitude aumenta em 11,92% na probabilidade do mesmo fechar.

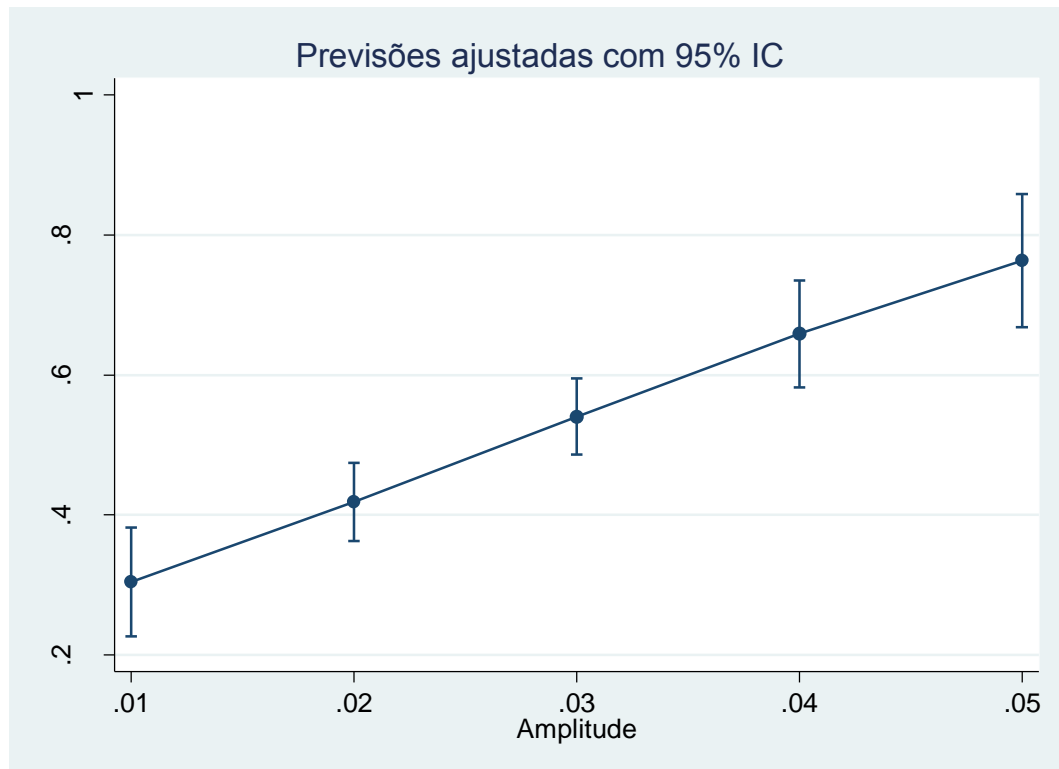


Gráfico 6: previsões para fechamento dos *gaps* negativos condicionadas à sua amplitude
Fonte: Elaboração própria

Através do gráfico 6 nota-se como a probabilidade de fechamento de *gaps* negativos condicionada à sua amplitude comporta-se com intervalo de confiança de 95%, ou seja, mantendo as outras variáveis dependentes na média, tamanho absoluto de 575.53 pontos e volumeHP de R\$ 3,86 bilhões com a variável amplitude assumindo o valor de 1% observa-se uma probabilidade de fechamento de 30,39% evoluindo para 76,29% com a amplitude atingindo 5%. De acordo com a tabela de efeitos marginais médios para os *gaps* negativos, um aumento de 1% na amplitude aumenta em 10,09% na probabilidade de fechamento do *gap* negativo.

Diante de tais resultados, é possível, por exemplo, realizar uma simulação de uma situação real de mercado. Desta forma, a importância do trabalho pode ser melhor demonstrada.

Na abertura do pregão percebe-se que o índice futuro Bovespa abriu com um *gap* negativo de duzentos pontos e as variáveis amplitude e volumeHP encontravam-se na média com valores de 2,69% e R\$ 3,86 bilhões respectivamente, de acordo com o modelo para *gaps* negativos existe uma probabilidade de 74,46% de o *gap* fechar. Portanto, na hipótese de o investidor optar pela compra de índice futuro neste dia, existe uma probabilidade de 74,46% de obter sucesso na operação.

CONCLUSÃO

Com este trabalho pesquisou-se a dinâmica dos *gaps* através da probabilidade de fechamento, e como as variáveis tamanho, volatilidade e volume afetam esta probabilidade.

Este trabalho contribui para a área de finanças e mais especificamente para o mercado de capitais, pois apresenta uma análise quantitativa probabilística do fechamento dos *gaps* até o momento não abordada pela ciência econômica.

Diante do que foi demonstrado no decorrer do trabalho, percebe-se que os objetivos foram alcançados. Através de dois modelos econométricos chegou-se aos efeitos marginais de cada variável independente na probabilidade de um *gap* fechar e, principalmente em previsões com alto grau de confiabilidade permitindo sua utilização em situações reais de mercado.

Os resultados do presente trabalho permitem sua utilização como base para estratégias de investimento calcadas em suas previsões probabilísticas, como estratégias complementares na gestão de fundos de investimentos multimercado ou fundos *hedge*, por exemplo. Pode ser muito útil para operações de alta frequência, os chamados *High Frequency Trading (HFT)*, este tipo de *trading* consiste em operações gerenciadas por computadores através de modelos matemáticos, o que permite uma grande quantidade de negócios com variações de preços muito pequenas. Considerando *gaps* como padrões de abertura, e se dentro destes aplicarmos uma restrição na variável tamanho de cem pontos ou menos, chega-se a probabilidades maiores do que oitenta por cento de fechamento.

Os métodos utilizados permitiram a análise da dinâmica dos *gaps* em t , ou seja, é considerado apenas o dia de abertura do *gap*, assim mede-se a probabilidade de fechamento do *gap* no mesmo dia em que foi aberto.

Este fato é uma limitação do presente trabalho, mas também apresenta-se como fator motivacional para o desenvolvimento de futuros trabalhos, como por exemplo, estender o estudo para a dinâmica dos *gaps* até cinco dias após sua abertura, vislumbrando a probabilidade dos *gaps* fecharem pelo período de até cinco dias.

Durante o desenvolvimento do trabalho foi tentado um modelo de Poisson que posteriormente mostrou-se inviável, pois sua distribuição não respeitava a distribuição de Poisson, entretanto, criou-se uma variável para este modelo que permitia o fechamento do *gap* em até três dias. Diante de uma análise superficial dos dados, da variável criada para o modelo de Poisson, parece justificável sua investigação, pois, notou-se um histórico de fechamento de 94,80% para os *gaps* positivos.

Uma possível extensão deste trabalho consiste em desenvolver um modelo econométrico que permita estender a análise para até cinco dias após a abertura do *gap*, possibilitando a criação de uma estratégia de investimento embasada na utilização de modelos de duração (survival analysis), prevendo retornos percentuais e financeiros.

REFERÊNCIAS

Akerlof, George A. “The Market “Lemons” Quality Uncertainty and the Market Mechanism.” *Journal of Economics*, 1970: 488-500.

BM&FBovespa. www.bmfbovespa.com.br (acesso em 2014).

Comissão de Valores Mobiliários. “Mercado Forex - série alertas.” *Comissão de Valores Mobiliários*. ago de 2009. <http://www.cvm.gov.br/port/taxas/mercadoForex.pdf> (acesso em out de 2014).

Gujarati, Damodar N., e Dawn C. Porter. *Econometria Básica*. Porto Alegre: Bookman, 2011.

Leandro e Stormer. “Mercado de Ações – Análise Gráfica e Estratégias.” *Leandro e Stormer comunidade de traders*. 10 de setembro de 2014. <http://comunidade.leandrostormer.com.br/guia/mercado-de-acoes-analise-grafica-e-estrategias/padroes-graficos/gaps/> (acesso em 24 de setembro de 2014).

Lorenzoni, Giuliano Padilha. “Uma Investigação Estatística sobre análise técnica.” *Repositório institucional da Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro*. 2006. http://www.maxwell.vrac.puc-rio.br/9192/9192_3.PDF (acesso em set de 2014).

McFadden, Daniel. “Conditional Logit Analysis of qualitative choice behavior.” *Daniel L McFadden*. 1973. <http://eml.berkeley.edu/~mcfadden/iatbr00.html> (acesso em 2014).

Nison, Steve. *Japanese candlestick charting techniques : a contemporary guide to the ancient investment technique of the Far East*. New York: Paramount, 1991.

Rothschild, Michael, e Joseph Stiglitz. “Equilibrium in Competitive Insurance Markets: An Essay on the Economics of Imperfect.” *The Quarterly Journal of Economics* 9 (nov 1976): 629-649.

Stephen J. Brown, Alok Kumar, William N. Goetzmann. *Social Science Research Network*. 23 de Janeiro de 1998. http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=58690 (acesso em 10 de Setembro de 2014).

Wooldridge, Jeffrey M. *Introductory Econometrics: A Modern Approach*. 2005.