

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO

DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO

A MIGRAÇÃO ENTRE OS FUNDOS DE INVESTIMENTOS

KARLA DE ALVARENGA CHARLES MALAFAIA

No. de Matrícula:04124955

Orientador: Fabrício Mello

Novembro 2007

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO

DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO

A MIGRAÇÃO ENTRE OS FUNDOS DE INVESTIMENTOS

KARLA DE ALVARENGA CHARLES MALAFAIA

No. de Matrícula:04124955

Orientador: Fabrício Mello

“Declaro que o presente trabalho é de minha autoria e que não recorri para realizá-lo, a nenhuma forma de ajuda externa, exceto quando autorizado pelo professor tutor”.

Novembro 2007

“As opiniões expressas neste trabalho são de responsabilidade única e exclusiva do autor.”

**À memória do meu pai,
Jader Charles Malafaia,
meu referencial.**

Agradecimentos

A Deus;

À minha família, especialmente, Aline e Tia Noemi;

Ao Fabrício Mello, que orientou essa monografia;

Aos meus amigos.

Sumário

Introdução.....	7
Capítulo 1 - Análise Macroeconômica	9
Introdução.....	9
Definição das variáveis macroeconômicas.....	9
Análise Macroeconômica	10
Taxa de juros Selic	12
Capítulo 2 - Fundos de Investimentos	15
Introdução.....	15
Regulação dos fundos no Brasil	15
Fundo Referenciado DI	16
Fundo Renda Fixa.....	17
Fundos Selecionados	17
Capítulo 3 - Análise Gráfica.....	19
Introdução.....	19
Filtro Hodrick e Prescott.....	19
Gráficos Selic, Expectativa e Inflação X Fundos.....	20
Capítulo 4 - Testes Econométricos.....	31
Introdução.....	31
Teste Dickey Fuller	31
Teste de Cointegração	32
Resultado do Teste Dickey Fuller	33
Análise Teste de Cointegração	34
Conclusão	35
Referências Bibliográficas.....	38
ANEXO	40
Teste Dickey-Fuller aumentado, de ordem 1, para CotistasRF.....	40
Teste Dickey-Fuller aumentado, de ordem 1, para CotistasSuperRF.....	41
Teste Dickey-Fuller aumentado, de ordem 1, para CotistasDI.....	42
Modelo 1: Estimativas OLS RF.....	45
Modelo 2: Estimativas OLS Super RF	46
Modelo 3: Estimativas OLS DI	46
Modelo 4: Estimativas OLS Super DI.....	47
Teste Cointegração RF	47
Teste Cointegração Super RF	48
Teste Cointegração DI.....	50
Teste Cointegração Super DI.....	51

Lista de Gráficos

Gráfico 1.	Taxa Selic	12
Gráfico 2.	Selic	13
Gráfico 3.	Taxa Selic x Captação líquida Itaú RF	21
Gráfico 4.	Taxa Selic X Número de Cotistas Itaú RF	22
Gráfico 5.	Inflação X Número de Cotistas Itaú RF	23
Gráfico 6.	Selic X Captação Líquida Itaú Super RF.....	23
Gráfico 7.	Selic X Número de Cotistas Itaú Super RF	24
Gráfico 8.	Inflação X Número de Cotistas Itaú Super RF	25
Gráfico 9.	Selic X Captação Líquida Itaú DI.....	25
Gráfico 10.	Selic X Número de Cotistas Itaú DI	26
Gráfico 11.	Inflação X Número de Cotistas Itaú DI	27
Gráfico 12.	Selic X Captação Líquida Itaú Super DI	28
Gráfico 13.	Selic X Número de Cotistas Itaú Super DI.....	28
Gráfico 14.	Inflação X Número Total de Cotistas Itaú Super DI	29
Gráfico 15.	Selic X Número de Cotistas Itaú Ações	30

Introdução

No Brasil, existem duas grandes classes de fundos de investimentos que possuem títulos públicos compondo suas carteiras: os fundos DI e os de Renda Fixa. O primeiro é um fundo que acompanha a trajetória do CDI e, em geral, possui na composição de sua carteira Letras Financeiras do Tesouro. É, assim, um fundo de rentabilidade pós-fixada. O outro é um fundo pré-fixado que, além de títulos públicos, possui em sua carteira títulos privados, sendo, portanto, de maior risco.

A princípio, uma expectativa de aumento dos juros torna o fundo DI mais interessante; já uma expectativa de queda dos juros torna o fundo de Renda Fixa melhor opção.

Segundo essa lógica, será que os investidores brasileiros deslocam seus recursos de uma para outra classe de fundos?

O objetivo desta monografia é testar econométricamente essa hipótese para quatro fundos de investimentos: dois fundos referenciados DI e dois fundos Renda fixa. A diferença entre cada classe de fundo será o mínimo aplicável, a fim de verificar qual a relação que os investidores com maior poder aquisitivo têm em relação aos investidores em situação pior.

O estudo será feito no período de 2004 a 2006, utilizando dados de aplicações, resgates e número de cotistas dos fundos. Esse período é interessante, pois a taxa de juros nos EUA começava a subir após atingir um piso histórico enquanto que, no Brasil, o Banco Central promovia um relaxamento da política monetária, que foi revertido no segundo semestre do primeiro ano. No final do segundo ano, a inflação acomodou-se e a taxa de juros começou a ser cortada, até que, no ano de 2006, apresentou uma queda expressiva.

Assim, o capítulo 1, apresentará um estudo do contexto macroeconômico nacional do período acima determinado. Além de definir as variáveis macroeconômicas utilizadas para realização dos testes.

No capítulo 2, haverá uma descrição dos fundos de investimentos, dados utilizados e a regulação dessas classes de fundos contida na Instrução 409 da CVM. Após esses estudos, será realizada filtragem da captação líquida de cada fundo e análise gráfica da relação das variáveis macros e do número de cotistas e a captação líquida no capítulo 3.

No último capítulo será explicada a utilização dos testes selecionados para testar a hipótese. Pode-se acrescentar, também, que serão verificados os resultados dos testes e a posterior confirmação ou não da hipótese.

Capítulo 1 - Análise Macroeconômica

Introdução

O período de 2004-2006 foi marcado por uma queda inflacionária de 7,6% em 2004 para 3,14% em 2006. Assim, analisaremos o que causou essa queda e seus efeitos no cenário macroeconômico.

2004 = 7,6%

2005 = 5,69%

2006 = 3,14%

Além disso, será analisado a tendência de queda da Selic e como esta afeta a decisão dos investidores ao tomarem suas decisões de investimentos.

Primeiramente, serão definidos os seguintes índices e taxa: IPCA, Núcleo do IPCA e a Taxa Selic. Após esses conceitos serem estabelecidos, será analisado a política monetária do governo nesse período, ano a ano. Dessa forma, poderemos verificar qual deve ser a relação das variáveis macroeconômicas com a decisão de cada investidor. Verificaremos que alguns agem por expectativas de mercado, outros só tomam decisões após a efetivação da expectativa e outros, simplesmente, não alteram suas decisões.

Definição das variáveis macroeconômicas

O IPCA, Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo, é medido pelo IBGE. A composição dos grupos de despesas para o cálculo do índice é o seguinte: Alimentação (25,21%), Artigos de Residência (8,09%), Habitação (10,91%), Transportes e Comunicação (18,77%), Vestuário (12,49%), Saúde e Cuidados Pessoais (8,85%) e Despesas Pessoais (15,68%). O período de coleta vai do primeiro dia do mês ao último dia do mês de referência e a divulgação ocorre próxima ao dia 15 do mês posterior; o seu período de coleta estende-se, em geral, do dia 01 a 30 do mês de referência. A população objetivo do IPCA abrange as famílias com rendimentos mensais compreendidos entre 1 (hum) e 40 (quarenta) salários-mínimos, qualquer que seja a fonte de rendimentos, e residentes nas áreas urbanas das regiões. O IPCA é o índice oficial do governo, funcionando como parâmetro para o sistema de metas inflacionárias a partir de julho de 1999.

O outro índice a ser definido é o núcleo da inflação do Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), esse índice é a média ponderada da variação dos preços dos 512 produtos considerados no cálculo do IPCA, sendo a ponderação de cada produto dada pelo desvio da série histórica em relação à tendência comum¹.

Por último, há a taxa Selic. Essa é a taxa de financiamento no mercado interbancário para operações de um dia, ou overnight, que possuem lastro em títulos públicos federais, títulos estes que são listados e negociados no Sistema Especial de Liquidação e Custódia, ou Selic. É também conhecida como taxa média do over que regula diariamente as operações interbancárias. A taxa Selic reflete o custo do dinheiro para empréstimos bancários, com base na remuneração dos títulos públicos.

Com esses índices e taxa definidos, pode-se analisar o cenário de inflação e de juros dos anos 2004-2006.

Análise Macroeconômica

A partir de junho de 1999, O Banco Central do Brasil adotou o regime de metas de inflação. Assim, o Banco Central conduz a política monetária visando o cumprimento dessa meta. O afastamento do indicador de expectativa de inflação em relação à trajetória de meta de inflação ou mesmo a não convergência desse indicador é frequentemente apontado pelo BC como fator condicionante da elevação da taxa de juros.

O Regime de metas de inflação consiste em atingir uma dada meta de inflação no médio prazo. Dessa forma, “se o BC detectasse que um choque adverso de demanda conduziria a uma recessão, saberia que, na ausência de uma expansão monetária, a economia experimentaria uma queda da inflação abaixo da meta de inflação. Para manter a inflação estável, o banco central, então, recorreria a uma expansão monetária a fim de evitar a recessão. O mesmo aplica-se a um choque favorável de demanda: temendo um aumento de inflação acima da meta, o banco central recorreria a uma contração monetária para desacelerar a economia e manter o produto em seu nível natural. Em resumo, como consequência dessa política monetária ativa, o produto permaneceria em seu nível natural indefinidamente.”²

¹ Definição IPEA

² Blanchard, Olivier Macroeconomia capítulo 25 página 540.

Entretanto, o Banco Central não tem controle direto sobre a inflação. Com isso, segundo John Taylor³ o que afeta diretamente os gastos é a taxa de juros. Então, o banco central deveria escolher uma taxa de juros em vez de uma taxa de crescimento da moeda nominal. Portanto, quando a inflação aumenta, o banco central, como combate à inflação, deve aumentar a taxa real de juros.

Sendo assim, se há uma expectativa de aumento da inflação, o COPOM⁴ deve aumentar a meta da taxa de juros da economia, e, se há queda da inflação, ele deve diminuir a meta da Selic.

2004

O ano 2004 foi marcado pelo forte crescimento econômico, com períodos de baixa. Ao longo deste ano, a variação do núcleo do IPCA alcançou tendência ascendente, ficando num patamar elevado. As projeções da inflação estavam acima da meta inflacionária de 5,5%, para 2004, e de 5,1%, para 2005. Isso implica, numa perspectiva de aumento da taxa de juros para conter a inflação. Assim, em um cenário mais favorável nos mercados financeiros internacionais, inclusive com quedas adicionais nos preços do petróleo, o prêmio de risco Brasil continuou em queda e o real apreciou-se em relação ao dólar.

As perspectivas continuaram favoráveis no sentido de que o Federal Reserve (Fed) dos Estados Unidos prosseguisse em sua política de aumento moderado nas taxas de juros. De fato, ao longo de 2004, exceto por um breve período no segundo trimestre, em que os mercados anteciparam uma possível mudança de postura pelo Fed, em função de dados localizados da economia norte-americana sinalizou crescimento do produto em ritmo mais acelerado, a situação de liquidez manteve-se favorável. A continuidade do cenário favorável estava sujeita à incorporação pelos agentes de novas informações sobre o desempenho esperado das economias industrializadas, especialmente dos Estados Unidos, e do desenvolvimento nos preços internacionais do petróleo.

Tendo em vista a necessidade de assegurar a convergência da inflação para a trajetória de metas no horizonte relevante para a atuação da política monetária, o processo de ajuste gradual dos juros básicos da economia brasileira no ano de 2004 estabeleceu a meta da Selic no patamar de 17,75% ao ano.

³ Universidade de Stanford

⁴ Comitê de política monetária

2005

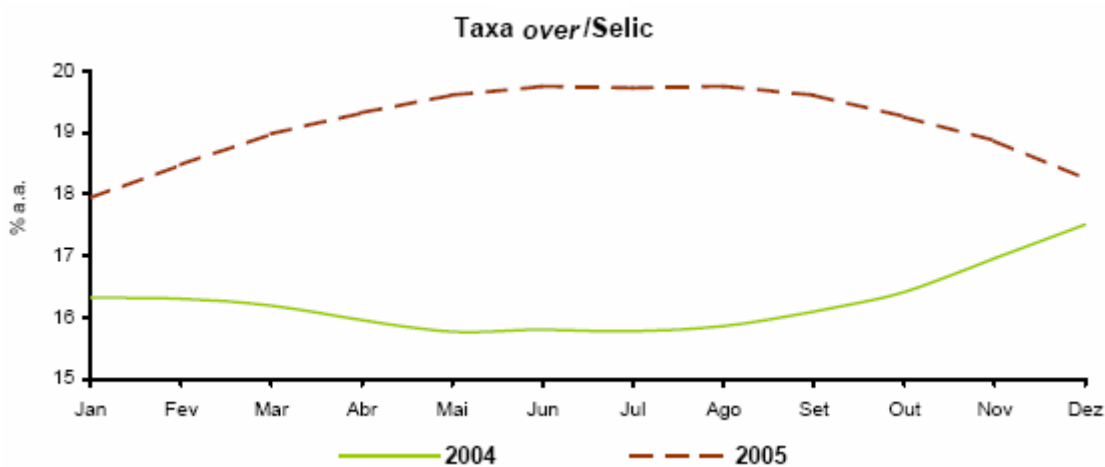
Os riscos de maior pressão inflacionária vigentes no início de 2005 concorreram para as decisões do Copom sobre a taxa básica de juros, visando a estabilidade monetária. A partir de agosto, a divulgação de índices de inflação ao consumidor convergentes à meta possibilitou que fosse iniciada a reversão da restrição monetária como pode ser vista no gráfico abaixo, fixando em 18% ao ano a taxa Selic.

2006

O ano de 2006 foi marcado por uma queda inflacionária que permitiu os cortes da taxa básica de juros que, no final do ano, chegou ao nível de 13,25% ao ano.

Taxa de juros Selic

Gráfico 1. Taxa Selic



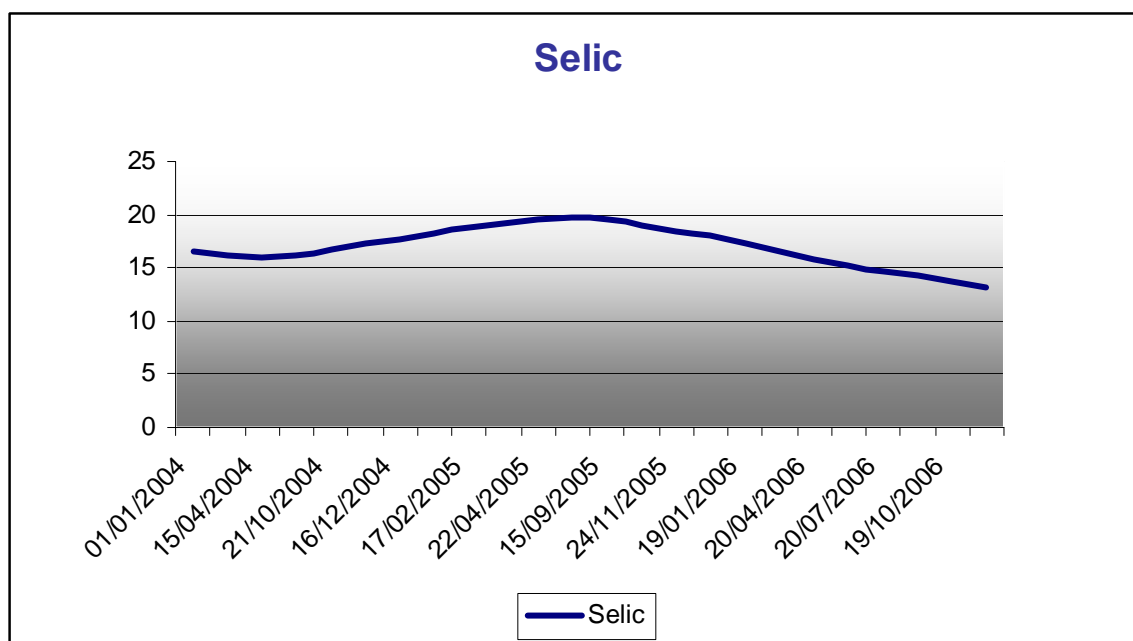
Fonte: Banco Central do Brasil

A Taxa de juros básica da economia, a Selic, oscilou bastante entre os anos 2004-2006. Como vimos acima, neste período a taxa cresceu para conter a inflação (a inflação estava acima da meta prevista para o ano de 2004 e início de 2005), já que, quando há aumento no nível geral dos preços, é necessário desaquecer a economia, ou seja, tirar dinheiro de circulação para que os preços não cresçam de forma exorbitante. Assim, uma forma de tornar a economia menos líquida é aumentar os juros, pois os investidores

preferirão aplicar seus recursos do que gastá-los em curto prazo. Além disso, o acesso ao mercado de crédito fica mais difícil, tornando mais uma vez a economia menos líquida. Segundo a hipótese proposta neste trabalho, os investidores resgatariam suas aplicações em fundos de renda fixa e migrariam para fundos referenciados DI.

Assim, no ano de 2004 e 2006 haveria tendência de migração para Fundos de Renda Fixa e, no ano de 2005, ocorreria migração para Fundos DI. Essa hipótese será testada mais adiante.

Gráfico 2. Selic



O governo baixa a Selic para conseguir um crescimento econômico efetivo, visto que com a taxa de juros muito alta, os investidores migram do setor produtivo para o setor financeiro, uma vez que ele renderia melhores resultados. Com a taxa Selic menor, é mais garantido que o setor produtivo receba mais investimentos e a economia não fique estagnada. Portanto, além da possibilidade de migração entre os fundos de investimentos do referenciado DI para renda fixa, há, também, a migração para fundos mais agressivos como multimercados e fundos de ações como o Índice Ibovespa5, e, por último, o consumo presente.

⁵ O Índice Bovespa é o mais importante indicador do desempenho médio das cotações do mercado de ações brasileiro. Sua relevância advém do fato do Ibovespa retratar o comportamento dos principais papéis negociados na BOVESPA e também de sua tradição, pois o índice manteve a integridade de sua série histórica e não sofreu modificações metodológicas desde sua implementação em 1968. É o valor atual, em moeda corrente, de uma carteira teórica de ações constituída em 02/01/1968 (valor-

Conclui-se, assim, que no início do ano de 2004 houve estabilização da Selic e no final do respectivo ano a taxa teve uma tendência de alta, o que provavelmente provocou a migração dos fundos de renda fixa para os fundos DI. A taxa de juros brasileira é considerada a mais alta do mundo, favorecendo a permanência do dinheiro em aplicações.

Essa alta teve seu cume em setembro de 2005 chegando ao patamar de 20% ao ano. Assim, a hipótese de migração para os fundos DI continua já que estes fundos seguem a tendência da Selic. Após essa alta, começou uma tendência de queda da Selic no final de 2005, quando a inflação estabilizou em menos de 6% ao ano. Essa queda inflacionária permitiu a migração dos fundos DI para fundos de renda fixa e outros tipos de investimentos mais agressivos.

A partir desse cenário verificaremos se, realmente, há correlação entre essas variáveis macroeconômicas e o número de cotistas de cada fundo. Além disso, veremos se um fundo que tem o mínimo de aplicação menor responde menos as mudanças no mercado em relação a fundos com o valor inicial de aplicação maior. Teoricamente, estes últimos responderiam de forma mais ativa às oscilações de mercado, já que provavelmente têm acesso a mais informações.

base: 100 pontos), a partir de uma aplicação hipotética* Supõe-se não ter sido efetuado nenhum investimento adicional desde então, considerando-se somente os ajustes efetuados em decorrência da distribuição de proventos pelas empresas emissoras (tais como reinversão de dividendos recebidos e do valor apurado com a venda de direitos de subscrição, e manutenção em carteira das ações recebidas em bonificação). Dessa forma, o índice reflete não apenas as variações dos preços das ações, mas também o impacto da distribuição dos proventos, sendo considerado um indicador que avalia o retorno total de suas ações componentes.

(*) O Índice sofreu, unicamente para efeito de divulgação e sem prejuízo de sua metodologia de cálculo, as seguintes adequações:

1– divisão por 100, em 03/10/1983; 2– divisão por 10, em 02/12/1985; 3– divisão por 10, em 29/08/1988; 4– divisão por 10, em 14/04/1989; 5– divisão por 10, em 12/01/1990; 6– divisão por 10, em 28/05/1991; 7– divisão por 10, em 21/01/1992; 8– divisão por 10, em 26/01/1993; 9– divisão por 10, em 27/08/1993; 10– divisão por 10, em 10/02/1994; 11 – divisão por 10, em 03/03/1997.

Extremamente confiável e com uma metodologia de fácil acompanhamento pelo mercado, o Índice Bovespa representa fielmente o comportamento médio das principais ações transacionadas, e o perfil das negociações à vista observadas nos pregões da BOVESPA.

Fonte: www.bovespa.com.br

Capítulo 2 - Fundos de Investimentos

Introdução

Um Fundo de Investimento é um condomínio que reúne recursos de um conjunto de investidores, com o objetivo de obter ganhos financeiros a partir da aquisição de uma carteira de títulos ou valores mobiliários⁶. Os fundos são estruturados de acordo com o regulamento estabelecido pela CVM⁷ que será mostrado mais adiante.

Neste trabalho, é comparado um fundo Referenciado DI com o fundo de Renda Fixa em relação à trajetória macroeconômica da taxa de juros. Os fundos escolhidos possuem mesma taxa de administração e aplicação inicial e medidas comparativas.

Verificaremos como é feita a regulação desses fundos através da Instrução nº409. Além disso, será detalhado cada um desses dois tipos de fundos e seu funcionamento.

Regulação dos fundos no Brasil

No Brasil, os fundos de investimentos são regulados pela Instrução nº. 409. Essa instrução tem a finalidade de definir que fundos são regulados por ela, e como se dá essa regulação. Os ativos financeiros considerados para aplicação dos fundos são: Títulos da dívida pública, derivativos, ações, debêntures, bônus de subscrição, títulos ou contratos de investimentos coletivos, desde que a emissão ou negociação tenha sido objeto de registro ou de autorização pela CVM, ouro, quaisquer títulos, contratos e modalidades operacionais de obrigação ou co-obrigação de instituição financeira; e warrants. Podem ser administradores de fundo de investimento as pessoas jurídicas autorizadas pela CVM para o exercício profissional de administração de carteira.

As cotas dos fundos correspondem a frações ideais de seu patrimônio, e serão escriturais e nominativas. O valor da cota do dia é resultante da divisão do valor do patrimônio líquido pelo número de cotas do fundo, apurados, ambos, no encerramento do dia.

Os Fundos são classificados em fundos de Curto Prazo, Referenciado, Renda Fixa, Ações, Cambial, Dívida Externa e Multimercado. Dessa forma, os Fundos

⁶ Definição da ANBID- Associação Nacional dos Bancos de Investimento é a principal representante das instituições que atuam no mercado de capitais brasileiro, e tem por objetivo buscar seu fortalecimento como instrumento fomentador do desenvolvimento do país.

⁷ CVM- Comissão de valores Mobiliários.

Referenciados deverão identificar em sua denominação o seu indicador de desempenho, em função da estrutura dos ativos financeiros integrantes das respectivas carteiras, neste caso, DI.

Esse tipo de fundo deve ter, no mínimo, 80% do patrimônio líquido representado por títulos de emissão do Tesouro Nacional ou do Banco Central do Brasil, e/ou por títulos e valores mobiliários de renda fixa cujo emissor esteja classificado na categoria baixo risco de crédito ou equivalente, com certificação por agência de classificação de risco localizada no país. Além disso, 95% da carteira deve ser composta por ativos financeiros acompanhando direta ou indiretamente a variação do indicador de desempenho, no caso o DI. A utilização de derivativos fica limitada à realização de operações com o objetivo de proteger posições detidas à vista, até o limite dessas.

Os Fundos de Renda Fixa deverão ter como principal fator de risco de sua carteira a variação da taxa de juros doméstica ou de índice de preços, ou ambos⁸.

Fundo Referenciado DI

O fundo de Referenciado DI é um fundo que tem o objetivo de seguir a trajetória do CDI. Assim, esse fundo compra títulos federais públicos, tais como as LFTs⁹, com uma taxa pós-fixado, tornando esse fundo conservador, ou seja, de baixo risco.

Uma característica importante das LFT's é que o seu valor nominal é indexado pela taxa Selic fixada pelo BCB nas reuniões do Conselho de Política Monetária (COPOM). O valor nominal na data-base é de R\$ 1.000,00. Mais especificamente, os títulos que compõem a carteira do fundo DI são "marcados a mercado", o que consiste em atualizar diariamente o seu valor pelo preço de negociação no mercado. Como reflexo das flutuações nos preços dos títulos, o Fundo Referenciado DI poderá apresentar oscilação na sua rentabilidade, em função de ágios e deságios dos preços de negociação dos títulos.

⁸ Informações obtidas no Texto Integral da Instrução CVM Nº 409, de 18 de Agosto de 2004, com alterações introduzidas pelas instruções CVM Nºs 411/04, 413/04, 450/07 E 456/07.

⁹ LFT, Letra Financeira do Tesouro, é um título emitido pelo governo brasileiro com a rentabilidade diária vinculada à taxa de juros básica da economia (taxa média das operações diárias com títulos públicos registrados no sistema SELIC, ou, simplesmente, taxa Selic).

Fundo Renda Fixa

Já o Fundo de Renda fixa busca superar a rentabilidade do CDI. A carteira desse tipo de fundo pode ser composta tanto por títulos públicos — as LTNs¹⁰, que possuem valor nominal múltiplo de R\$ 1.000,00 sem fator de remuneração, por exemplo — como por títulos privados — CDBs e Debêntures. Estes últimos tornam esse tipo de fundo um pouco mais arriscado.

Essa classe de fundo proporciona rendimentos com liquidez, por meio de investimentos em títulos de renda fixa, pré e/ou pós-fixada. A parcela aplicada em títulos prefixados possui risco de oscilação de taxa de juros.

Fundos Selecionados

Os fundos selecionados para testar a hipótese dessa monografia foram os Fundos Itaú DI (CNPJ: 01.631.235/0001-44), Itaú Super DI (CNPJ: 03.184.134/0001-06), Itaú RF (CNPJ: 00.829.285/0001-78) e Itaú Super RF (CNPJ: 03.182.559/0001-78).

O Itaú DI possui taxa de administração de 4% ao ano e uma aplicação mínima de R\$ 300,00. Sua carteira é composta, principalmente, por LFT. Da mesma forma é a composição da carteira do Itaú super DI. A diferença está na aplicação de inicial de R\$ 30.000,00 e na taxa de administração de 2,5% ao ano. Esses dois fundos são considerados de baixo risco.

A carteira do Itaú RF é composta de cotas de FI (Fundo de Investimento) de Renda Fixa que atuam no mercado de renda fixa por meio de aplicações em títulos públicos federais e títulos privados de excelente qualidade de crédito e em operações nos mercados futuros preponderantemente para *hedge* (proteção) da taxa de juros¹¹. Além disso, a aplicação inicial desse fundo é de R\$ 300,00 e possui taxa de administração de 4% ao ano.

O fundo Itaú super RF tem aplicação inicial de R\$ 30.000,00 e taxa de administração de 2,5% ao ano. Sua carteira é composta por cotas de fundo de investimento iguais ao fundo de renda fixa. Os fundos de renda fixa do Itaú têm um médio grau de risco.

¹⁰ LTN, Letras do tesouro Nacional, é um título emitido pelo governo brasileiro com rentabilidade definida (taxa fixa) no momento da compra. Você sabe antes quantos reais vai ganhar.

¹¹ Características dos fundos de investimentos encontrados no site do Banco Itaú (www.bancoitau.com.br)

Vale ressaltar, que todos esse quatro fundos selecionados são fundos que aplicam em um fundo mãe. Sendo assim, são fundos de investimentos em cotas de fundo de investimento. “Esse tipo de fundo de investimento deve manter, no mínimo, 95% de seu patrimônio líquido investidos em cotas de fundos de investimento da mesma classe que consta de sua denominação (no caso, Referenciado DI e Renda Fixa).”¹²

Esse é o motivo pelo qual os fundos selecionados não aplicam diretamente em títulos e sim em fundos que investem nesses papéis.

Portanto, esses fundos serão analisados de duas formas. A primeira será uma análise gráfica da captação líquida com a Selic, do número de cotistas com a Selic e Inflação. Depois, será feito um estudo econométrico para verificar a real relação dessas variáveis macroeconômicas com o número de cotistas dos fundos. Dessa forma, confirmaremos ou não a hipótese dessa monografia.

¹² Texto extraído do livro Mercado Financeiro produtos e serviços do autor Eduardo Fortuna, página 461.

Capítulo 3 - Análise Gráfica

Introdução

Nesse capítulo será analisada, através de gráficos, a aparente relação entre os fundos de renda fixa e referenciado DI com as seguintes variáveis macroeconômicas: Selic, inflação e núcleo da inflação. Verificaremos se a hipótese apresentada nesse trabalho, realmente, aparenta fazer sentido.

Primeiro, mostra-se a definição do filtro HP que foi utilizado para eliminar a tendência da captação líquida. Após essa filtragem, serão analisados os gráficos de cada fundo.

Filtro Hodrick e Prescott

O filtro HP, introduzido por Hodrick e Prescott¹³ é um método que representa séries temporais como a soma de um componente de tendência variável suave e um componente cíclico. Este método é largamente utilizado no estudo empírico macroeconômico. Supondo que a série original X_t é composta por um componente com tendência variável g_t e um componente cíclico C_t . Ele pode ser representado pela equação abaixo:

$$X_t = g_t + C_t$$

Assim, o filtro HP isola o componente cíclico resolvendo um problema de minimização:

$$\sum_{t=1}^T (x_t - g_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(g_{t+1} - g_t) - (g_t - g_{t-1})]^2$$

O primeiro termo é medido pelo grau de ajuste da série temporal, enquanto o segundo é medido pela suavidade (soma de quadrados das segundas diferenças dos componentes de tendência). Há um conflito entre o grau de ajuste e a suavidade; para manter informado esse conflito utiliza-se um parâmetro de trade-off λ .

Se $\lambda = 0$, o componente de tendência é equivalente ao da série original,

¹³ 1982

Se $\lambda \rightarrow \infty$, o componente da tendência é uma tendência linear, os valores são representados por uma linha reta dos mínimos quadrados ordinários.

Conclui-se, assim, que o filtro HP age removendo a tendência temporal através da resolução de um problema mínimos quadrados ordinários.

$$(X - G)'(X - G) + \lambda G'K'KG \rightarrow \min_{G \in \mathbb{R}^t}$$

$$\text{com } X = (x_1, \dots, x_t)', G = (g_1, \dots, g_t)' \text{ e}$$

$$K = \begin{pmatrix} 1 & -2 & 1 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & -2 & 1 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & -2 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \dots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 1 & -2 & 1 \end{pmatrix}$$

Pode-se ver que a solução do problema de minimização é dado por:

$$\mathcal{J} = (I_t + \lambda K'K)^{-1} X$$

Onde I_t é a identidade da matriz com dimensão t .

O valor do parâmetro λ depende da frequência do tempo. São sugeridos os seguintes valores:

$$\lambda = 100 - \text{Anual}$$

$$\lambda = 1600 - \text{Trimestral}$$

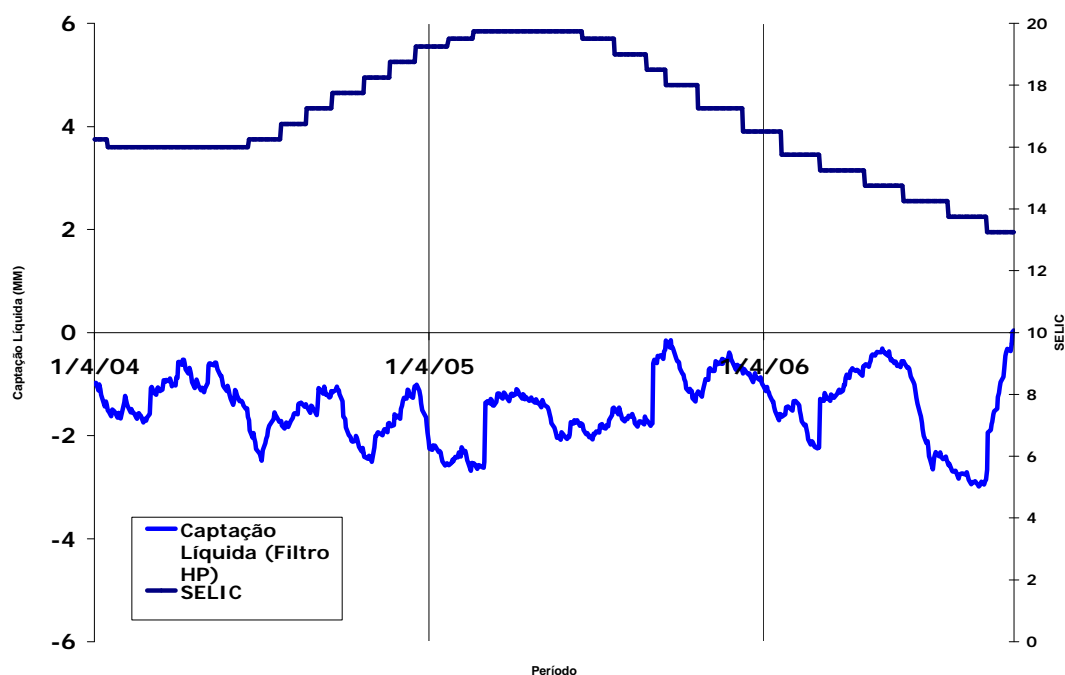
$$\lambda = 14.400 - \text{Mensal}$$

Esse filtro foi utilizado para medir a tendência das séries nos gráficos de captações e resgates dos fundos selecionados para a realização do teste, como pode ser visto nos gráficos a seguir.

Gráficos Selic, Expectativa e Inflação X Fundos

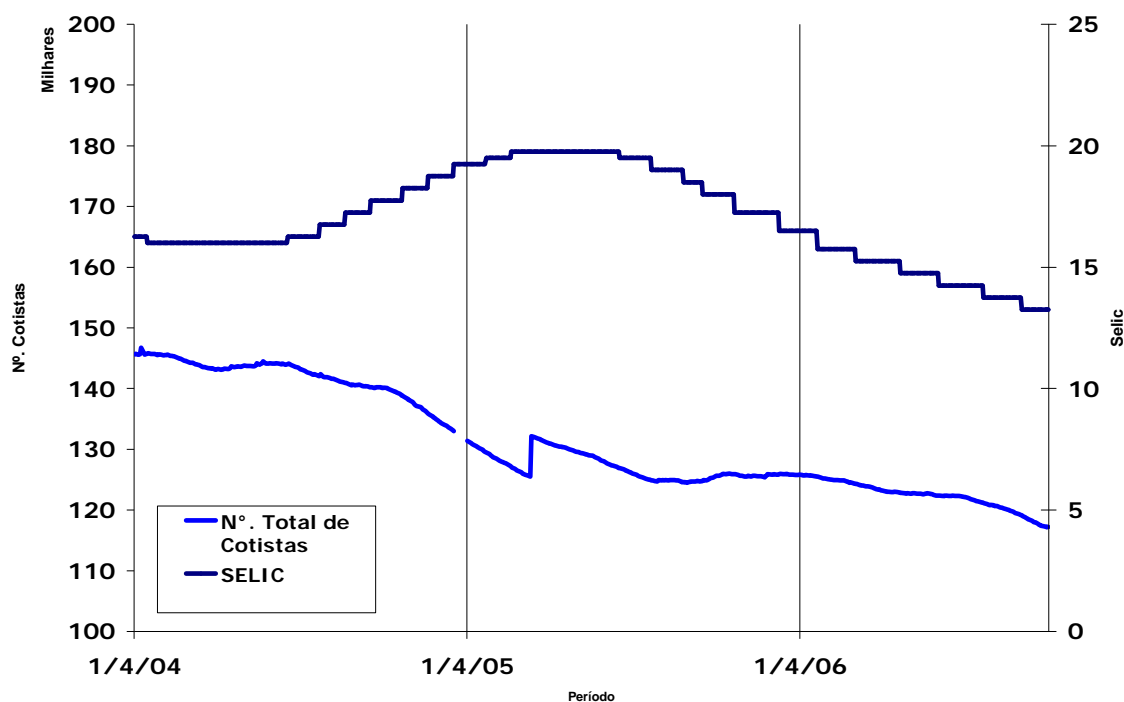
A base de dados utilizada neste trabalho tem início em 01/04/2004, pois não havia dados anteriores disponíveis para cada um dos quatro fundos selecionados. A base de dados foi retirada da CVM e do Ipeadata.

Gráfico 3. Taxa Selic x Captação líquida Itaú RF



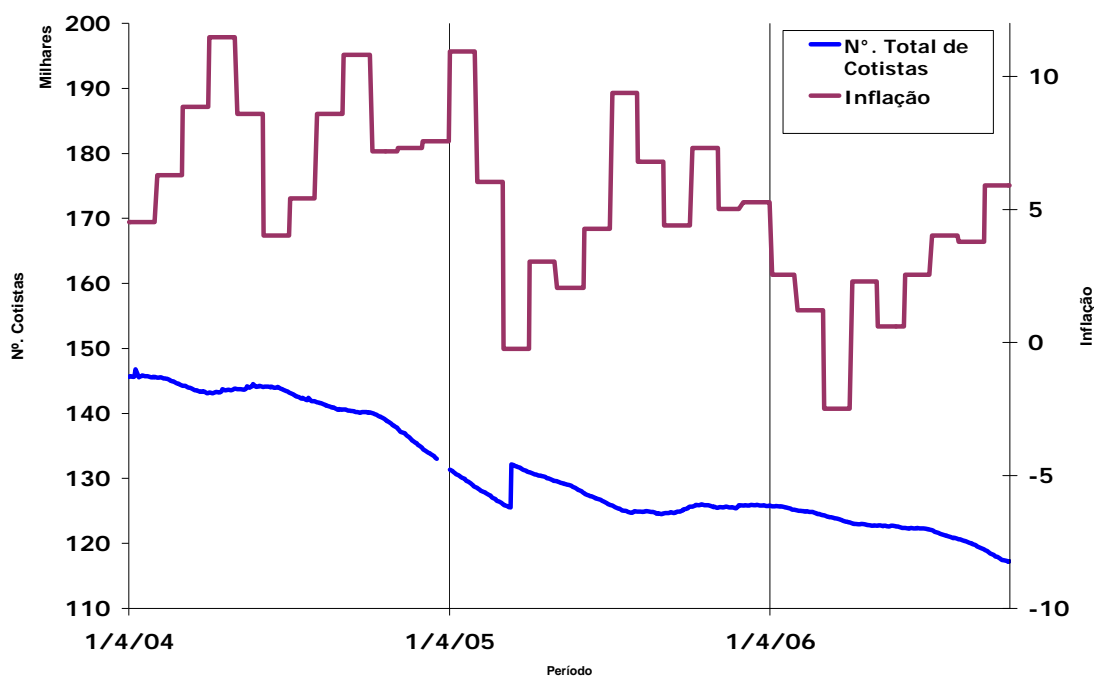
O gráfico 3 mostra a relação entre a taxa Selic e a quantidade de captação líquida (captação – resgates) no período de 2004-2006. Aparentemente, esse gráfico mostra uma estabilidade na captação líquida enquanto a Selic está estável. Quando a taxa começa a crescer no final de 2004 a captação líquida continua estável. Em meados de 2005, precisamente 10/06/2005 há uma grande captação (provavelmente alguma empresa aplicou, mas não se pode afirmar o que ocorreu)¹⁴, portanto para efeito de análise e econometria essa grande captação será desprezada. Com isso, foi feita uma média entre o dia anterior e posterior desse dia na base de dados para que fosse retirada essa outlier. Esse gráfico não confirma com clareza a hipótese desse trabalho, onde deveria haver aumento da quantidade de captação enquanto a Selic cai.

¹⁴ Essa grande captação pode ser considerada um outlier, pois não pode ser explicada de forma convencional.

Gráfico 4. Taxa Selic X Número de Cotistas Itaú RF

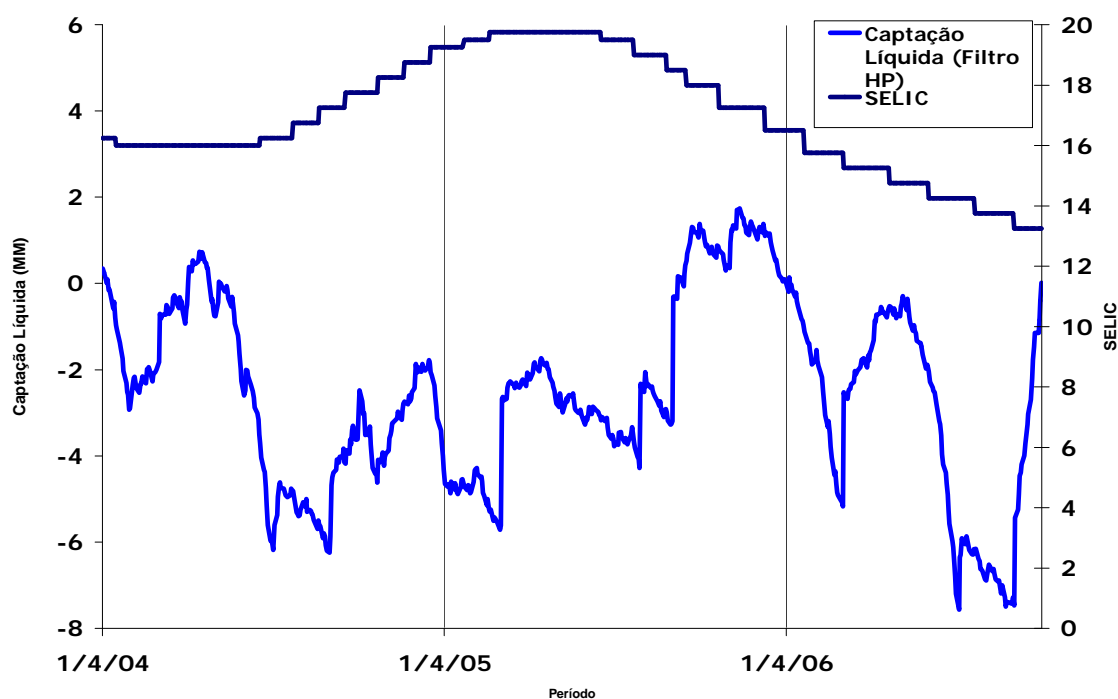
Já o gráfico do número de cotistas sendo comparado com a Selic evidencia um espelho desses gráficos. Dessa forma, a hipótese pode ser considerada válida, já que quando a taxa aumenta, o número de cotistas diminui, mostrando assim uma saída dos investidores de fundo de renda fixa. Provavelmente, eles migram para os fundos DI, onde é mais interessante com uma taxa de juros maior. A partir do momento que a taxa Selic cai e o número de cotistas também cai evidencia a possibilidade de migração para outro tipo de investimento como um fundo de ação ou o próprio consumo, já que a taxa de juros está baixa. No final desse capítulo tem um gráfico para exemplificar essa migração para outros tipos de investimentos.

Gráfico 5. Inflação X Número de Cotistas Itaú RF



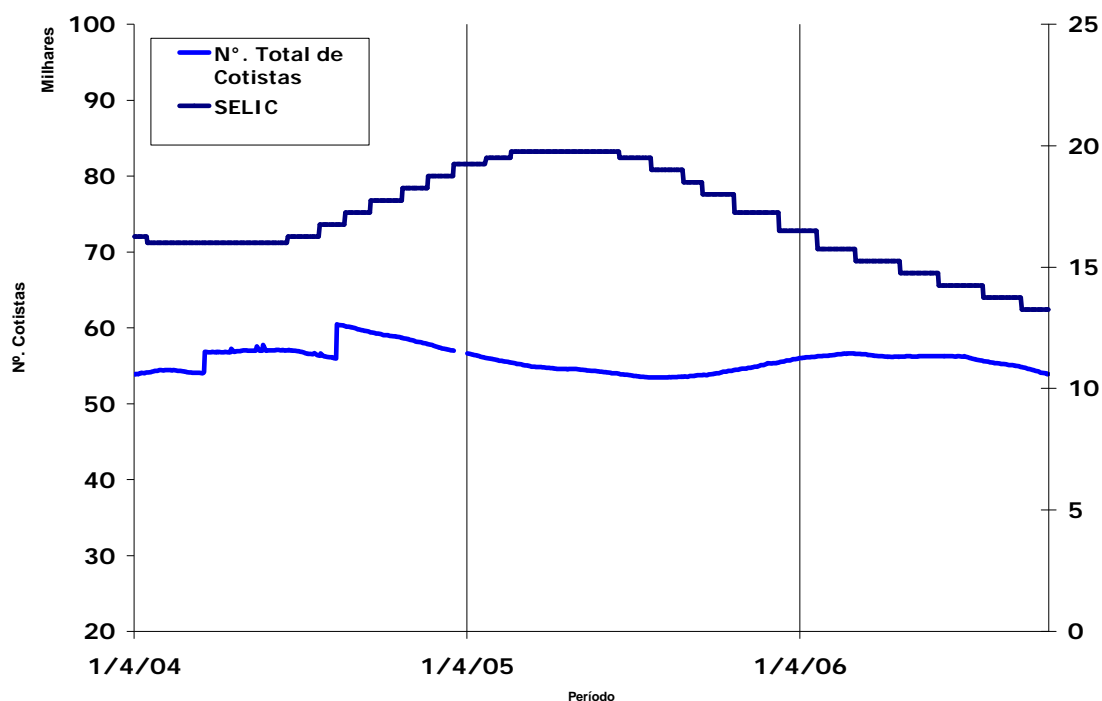
No início de 2004, a inflação está aumentando e o número de cotistas está estável. A partir de meados de 2005 há uma queda inflacionária junto com uma queda no número de cotistas desse fundo. Se a inflação diminui, há tendência de queda da taxa de juros. Logo, os investidores prefeririam este tipo de fundo para aplicação. Contudo, isso não está acontecendo pela análise do gráfico 5.

Gráfico 6. Selic X Captação Líquida Itaú Super RF



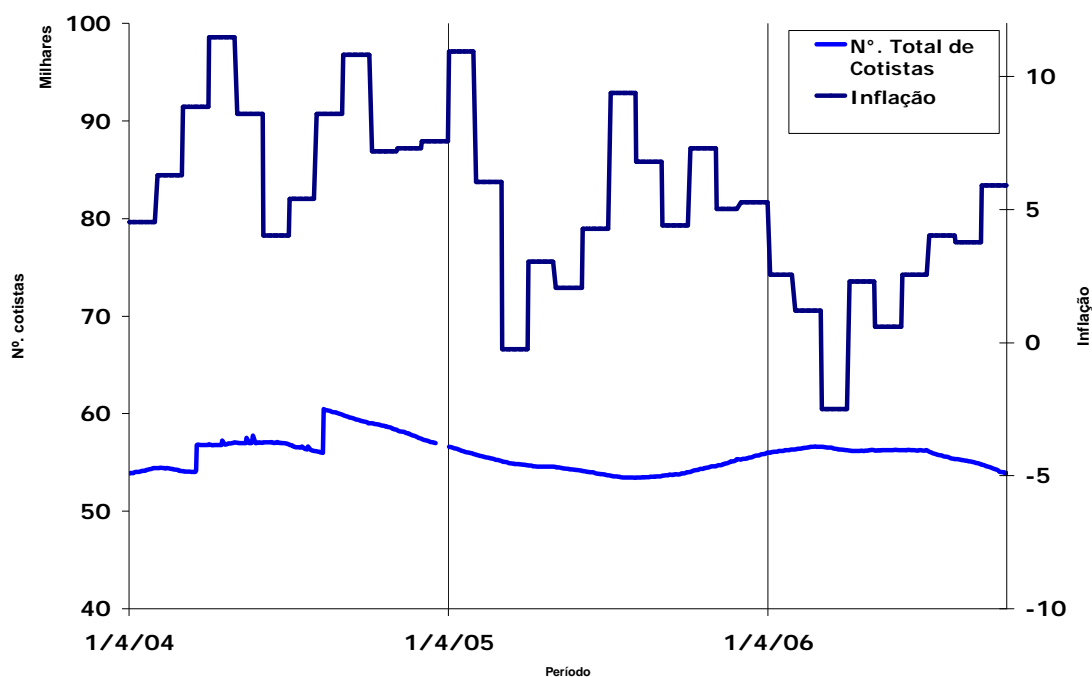
O gráfico da Selic em relação à captação líquida do fundo super renda fixa mostra uma possível confirmação da hipótese, pois no final de 2004 a selic começou a subir e a captação diminuiu. Assim como no início de 2006, quando a selic teve uma tendência de queda e a captação líquida um aumento. Percebe-se, assim, uma possível relação entre essas variáveis.

Gráfico 7. Selic X Número de Cotistas Itaú Super RF

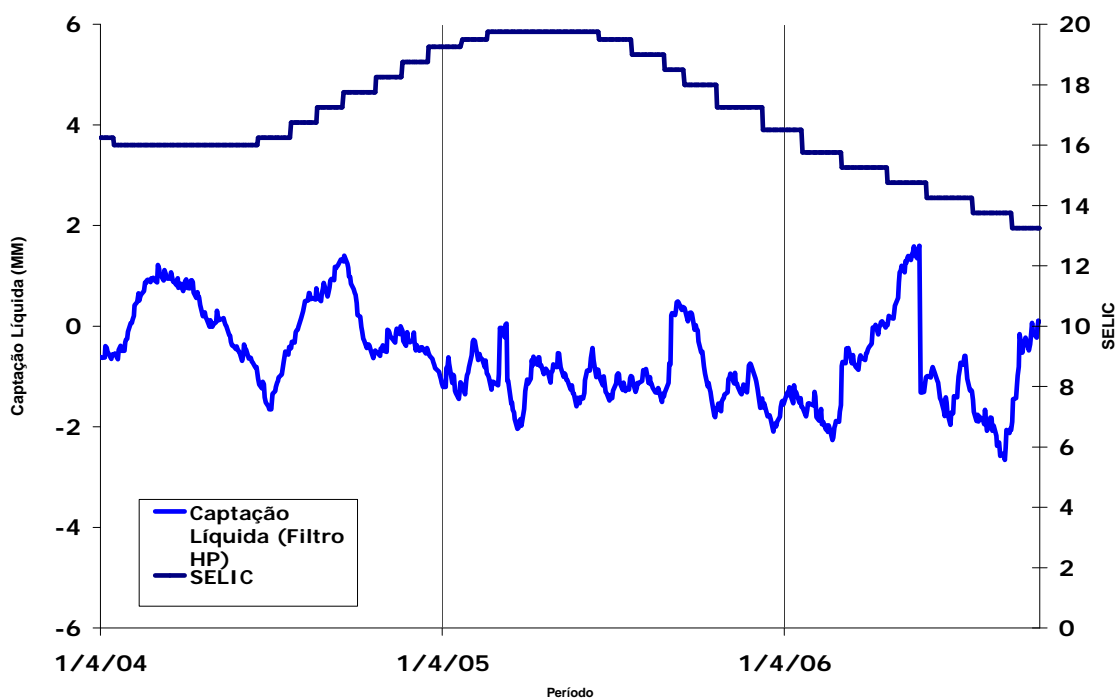


O gráfico 7 mostra que o número de cotistas evoluiu inversamente a Selic, ou seja, quando a taxa de juros aumenta, o número de cotistas nesse fundo diminuiu e vice-versa. Aparentemente, esse gráfico está de acordo com a hipótese apresentada.

No capítulo quatro serão feitos testes econométricos para confirmar essa hipótese.

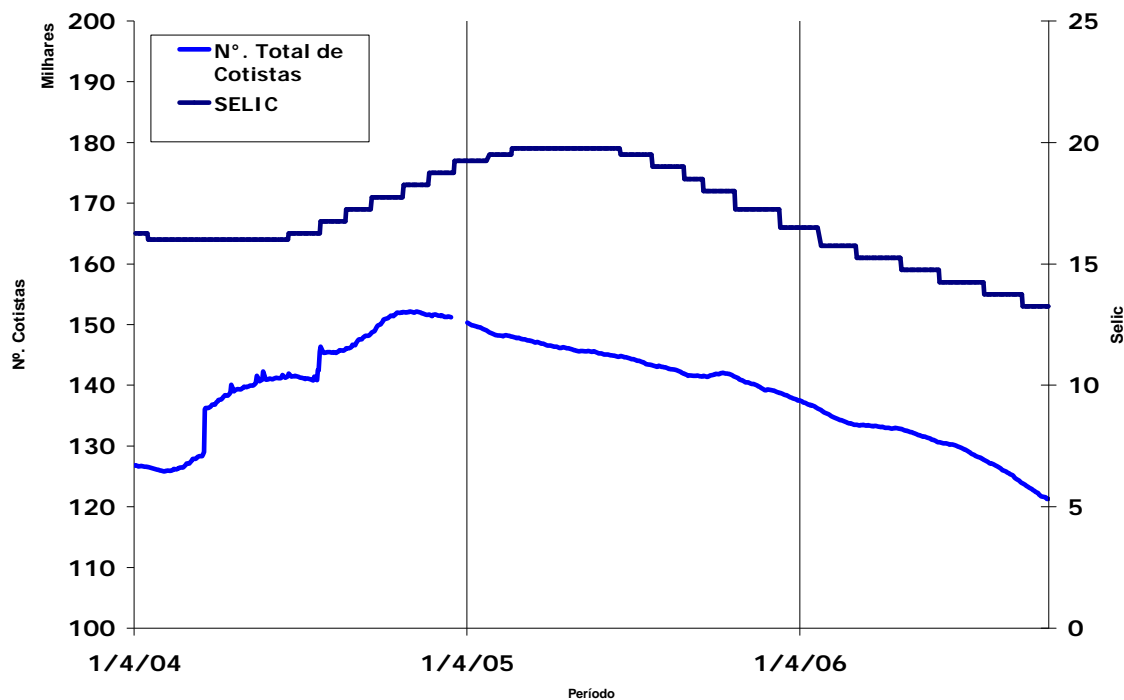
Gráfico 8. Inflação X Número de Cotistas Itaú Super RF

Visualmente, o gráfico 8 demonstra correlação entre essas variáveis, já que quando a inflação aumenta como no final de 2005 e no início de 2006, o número de cotistas tem uma tendência descendente.

Gráfico 9. Selic X Captação Líquida Itaú DI

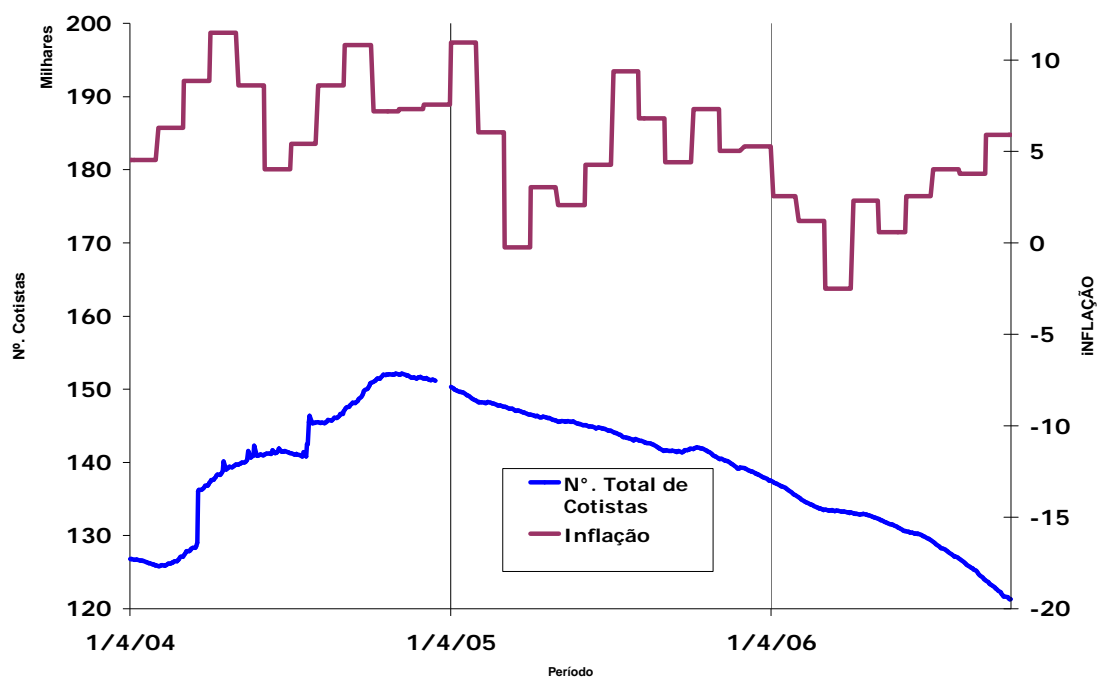
A relação da Selic e da quantidade de captação líquida filtrada, apresentada no gráfico 9, mostra uma possível correlação entre essas variáveis no ano de 2004 e 2005. Somente a partir de 2006 é que, aparentemente, não há relação entre as variáveis, visto que com a queda da selic, há um pequeno aumento na captação desse fundo.

Gráfico 10. Selic X Número de Cotistas Itaú DI



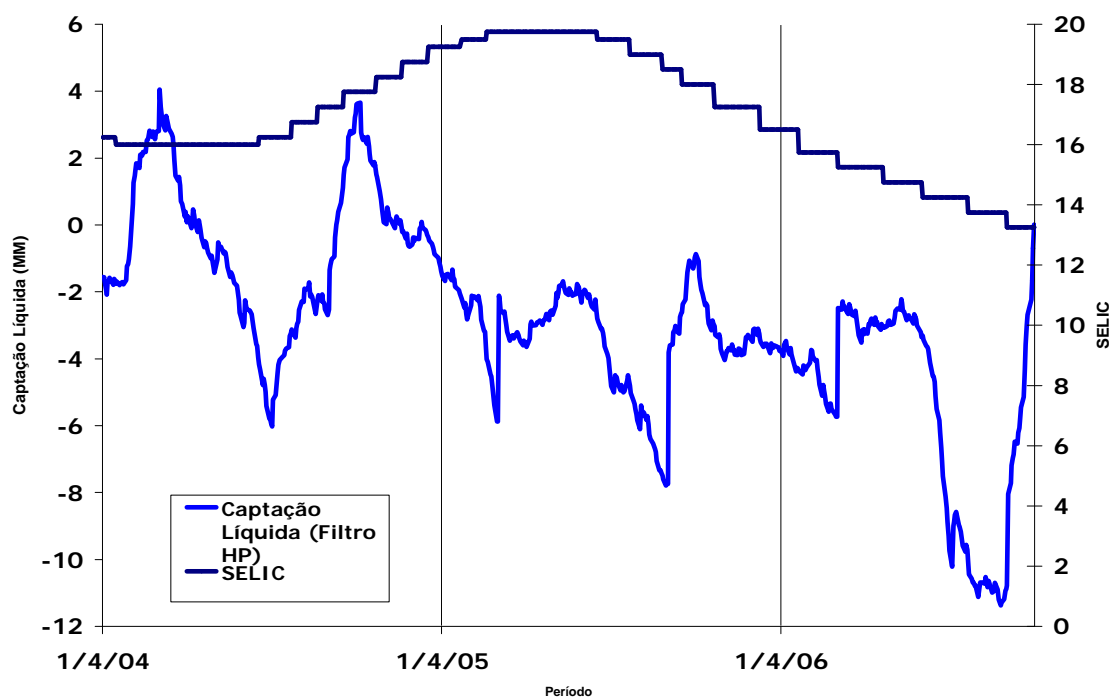
O gráfico 10 mostra que o número de cotistas acompanha a evolução da Selic, ou seja, quando a taxa de juros aumenta, o número de cotistas nesse fundo, também, aumenta e vice-versa. Aparentemente, esse gráfico está de acordo com a hipótese apresentada.

Gráfico 11. Inflação X Número de Cotistas Itaú DI



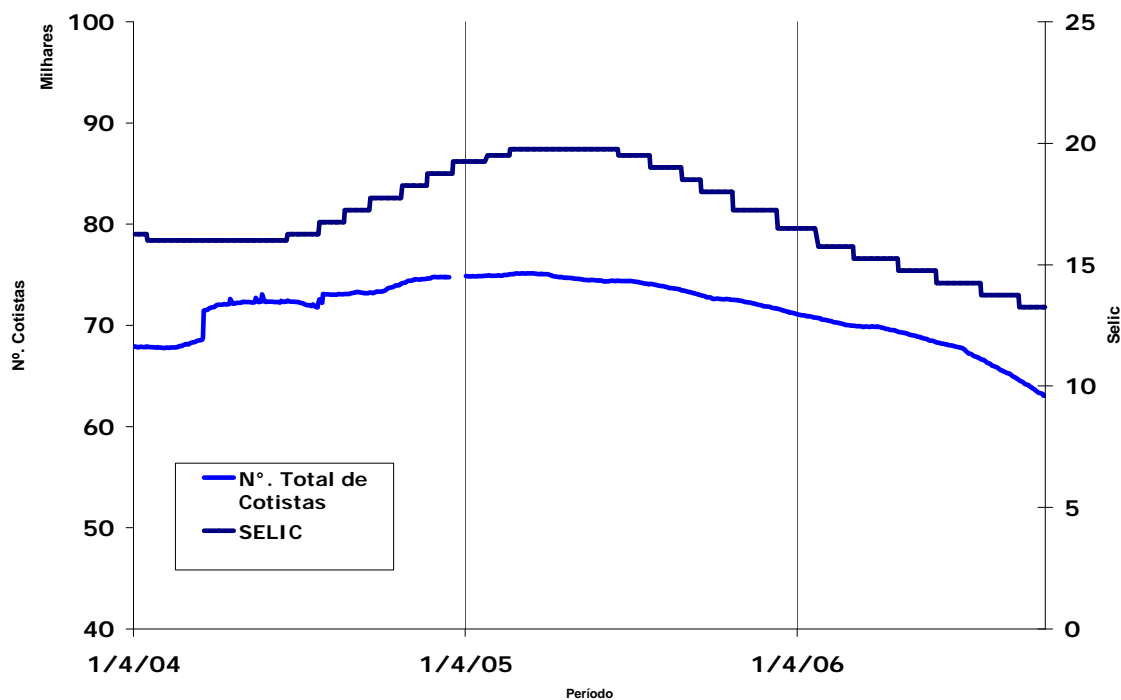
O gráfico 11 não demonstra uma correlação entre a inflação e o número de cotistas do fundo DI pelo fato de no final de 2006 haver uma tendência de alta da inflação e uma queda no número de cotistas. Os investidores prefeririam esse tipo de fundo já que ele segue o CDI. Com um aumento da inflação, há um possível aumento da taxa de juros para conter essa inflação. Contudo, isso não é visto nesse gráfico.

Gráfico 12. Selic X Captação Líquida Itaú Super DI



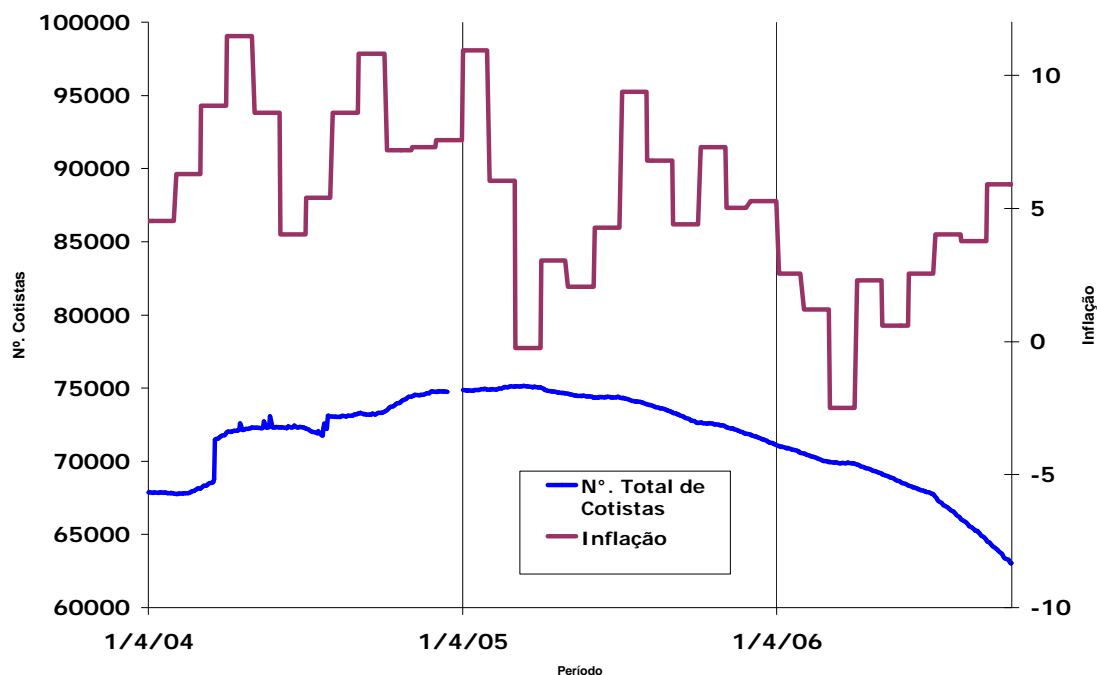
Pela análise do Gráfico 12 percebe-se que quando a Selic aumenta a captação líquida, também, aumenta e vice-versa. Sendo assim, a hipótese, aparentemente, tem sentido.

Gráfico 13. Selic X Número de Cotistas Itaú Super DI

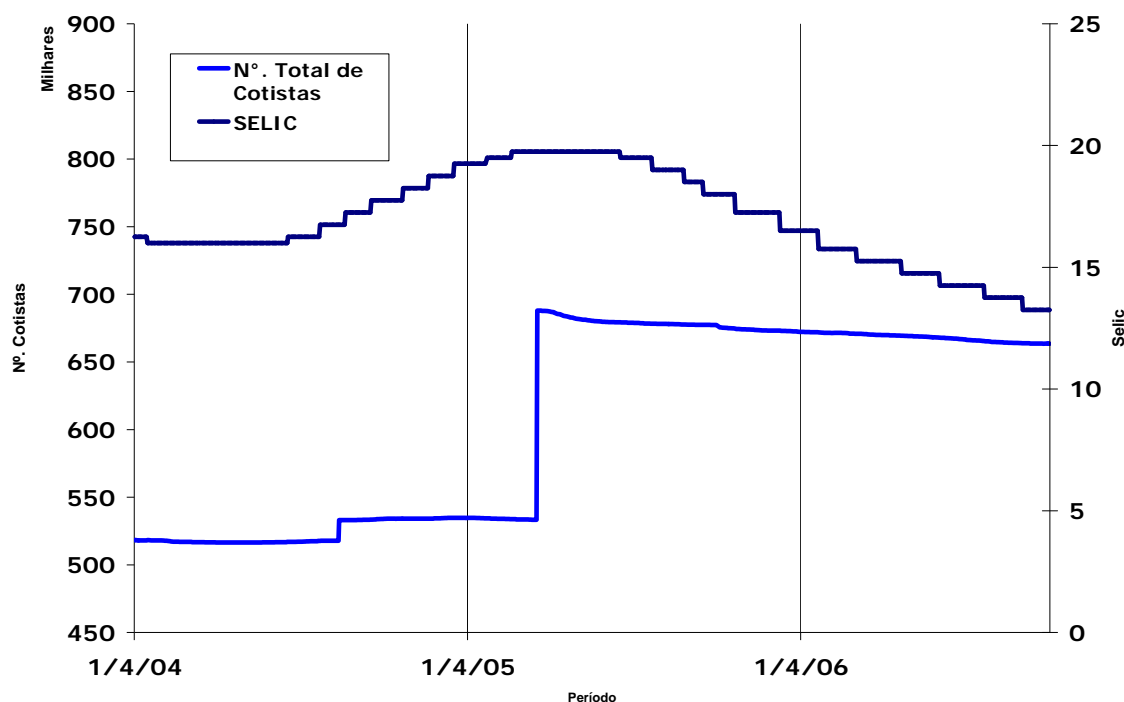


O gráfico 13, assim como no Itaú DI, mostra que o número de cotistas acompanha a evolução da Selic, ou seja, quando a taxa aumenta, o número de cotistas nesse fundo, também, aumenta. Aparentemente, esse gráfico está de acordo com a hipótese apresentada.

Gráfico 14. Inflação X Número Total de Cotistas Itaú Super DI



Em meados do ano de 2004 a inflação está com tendência de alta e o número de cotistas desse fundo igualmente. No final do ano 2005 e início de 2006, o número total de cotistas começa a cair juntamente com um aumento da inflação. Dessa forma, não se pode verificar correlação entre essas variáveis.

Gráfico 15. Selic X Número de Cotistas Itaú Ações

Esse gráfico, de um fundo de ações¹⁵, mostra que a queda da taxa de juros Selic provoca uma migração de alguns fundos conservadores para fundos mais agressivos, que não dependam diretamente da taxa de juros da economia. Isso pôde ser observado no gráfico de cotistas e Renda Fixa. Percebe-se que quando a taxa de juros começou a cair, houve um grande aumento no número de cotistas do fundo de ações.

Comprova-se, assim, que os investidores não migram, somente, do fundo DI para o fundo renda fixa. Existem outros tipos de investimentos como fundos mais agressivos tais como fundos multimercados, fundos de ações, derivativos e até mesmo o consumo atual.

¹⁵ Fundo Itaú ações (CNPJ: 54.486.055/0001-82). Fundo com alto grau de risco, representa um tipo alternativo de investimento.

Capítulo 4 - Testes Econométricos

Introdução

Os gráficos dos cotistas em relação à Selic vistos no capítulo anterior permitem, aparentemente, a confirmação da hipótese, onde uma alta da taxa de juros torna melhor os investimentos em fundos refreenciados DI e uma queda nessa taxa, tornam os fundos de Renda Fixa melhor opção.

Os gráficos dos cotistas em relação à Selic, vistos no capítulo anterior permitem a aparentemente confirmação da hipótese. Nela, uma alta da taxa de juros torna melhor os investimentos em fundos refreenciados DI; e uma queda nessa taxa torna os fundos de Renda Fixa melhor opção.

Neste capítulo realizaremos os testes econométricos para testar se o número de cotistas responde aos movimentos da Selic. Primeiramente, testaremos a estacionariedade das séries temporais através do teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para evitar que seja encontrada uma regressão espúria. Em Seguida, selecionaremos as variáveis para fazer o teste de Cointegração, no qual verificaremos se poderemos rodar a regressão. Caso as variáveis não sejam cointegradas, criaremos defasagens dessas variáveis dependentes e rodaremos a regressão em busca da verdadeira correlação entre a Selic e os cotistas dos quatro fundos selecionados.

Esses testes serão especificados a seguir, juntamente com o modo como serão analisados.

Teste Dickey Fuller

O processo estacionário de série temporal é aquele em que as distribuições de probabilidades são estáveis no decorrer do tempo. Assim, o teste Dickey-Fuller¹⁶ foi elaborado para verificar a raiz unitária das séries temporais, se há raiz unitária não há estacionariedade. Esse teste parte da pressuposição de que os termos de erros na

¹⁶ Detalhes teóricos e aplicativos sobre o teste de raiz unitária Dickey-Fuller podem ser encontrados em MARGARIDO e ANEFALOS (1999).

equação são identicamente e independentemente distribuídos (IID), isto é, não apresentam autocorrelação¹⁷.

A equação abaixo mostra o teste ADF:

$$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + (\alpha + \beta t) + U_t$$

A primeira hipótese (hipótese nula) seria $\gamma=0$, possuindo raiz unitária. E a segunda hipótese seria $\gamma < 0$, fazendo a série temporal ser estacionária.

Na prática, isto significa aceitar a hipótese nula se a estatística t do teste ADF for inferior ao valor crítico ou, pelo contrário, rejeitar a hipótese nula quando o valor da estatística t do teste ADF for superior ao valor crítico. Esta última situação equivale a dizer que a série é estacionária, ou seja, a concluir pela não existência de raiz unitária.

Portanto, quando uma variável apresenta raiz unitária, os pressupostos estatísticos de que a média e a variância devem ser constantes ao longo do tempo são violados comprometendo, dessa forma, os resultados obtidos com a utilização de modelos econométricos, pois a regressão é considerada espúria, isto é, apesar dos testes estatísticos do modelo de regressão apresentarem-se significativos, os seus resultados não têm significados econômicos.

Além disso, será necessário o emprego da variável binária dummy, com a finalidade de melhor capturar os efeitos das mudanças de sazonalidades sobre as variáveis dependentes, de acordo com a literatura econométrica. Assim, ao realizar o teste ADF será incluída essas variáveis.

A estacionariedade será percebida pela rejeição da hipótese nula, o p-valor assintótico será analisado. Esse valor varia entre 0 e 1, quando ele tem um nível de significância maior do que 10% (dez por cento), ele é considerado alto. Assim, a hipótese nula não é rejeitada, logo, não há estacionariedade.

Após a verificação da presença de raízes unitárias nas séries, sendo as mesmas integradas de mesma ordem, ou seja, necessitando do mesmo número de defasagens para se tornarem estacionárias, procede-se aos testes de cointegração.

Teste de Cointegração

O Teste de Cointegração de Engle e Granger¹⁸ consiste na existência de uma relação de interdependência e de equilíbrio entre duas ou mais variáveis econômicas no

¹⁷ A autocorrelação dos erros é analisada pela estatística de Durbin-Watson

¹⁸ 1987

longo prazo. Se duas séries econômicas e financeiras forem não estacionárias ou integradas e tiverem uma evolução semelhante ao longo do tempo, tal que sua diferença ou defasagem seja uma variável estacionária, serão conhecidas como variáveis cointegradas.

Em existindo relações de cointegração entre as séries, diz-se que as mesmas apresentam uma relação linear estável no longo prazo.

Segundo Granger¹⁹, a existência de cointegração entre duas séries integradas em primeiras diferenças implica causalidade em pelo menos uma direção.

A cointegração refere-se à combinação linear de variáveis econômicas não estacionárias; todas as variáveis devem ser integradas da mesma ordem, o que não implica necessariamente que estas sejam cointegradas (por outro lado, se as variáveis forem integradas de diferentes ordens, estas não podem ser cointegradas).

Supondo, por simplificação de exposição, que temos apenas duas variáveis, sejam Y_t e X_t , e pretendemos determinar se existe uma relação de equilíbrio de longo prazo entre essas variáveis que seja estacionária, isto é, testar por exemplo se as duas variáveis são $I(1)$ e a combinação linear dessas é $I(0)$ ou, o mesmo será dizer, testar se Y_t e X_t são cointegradas de ordem $(1,1)$.

Resultado do Teste Dickey Fuller

Primeiramente, foi feito o teste ADF, utilizando como variável o número de cotistas do fundo de Renda Fixa e verificou-se a presença de raiz unitária, devido ao p-valor assintótico alto. O p-valor é uma estatística, que varia entre 0 e 1, se for alta ela não rejeita a hipótese nula, ou seja, há a presença de raiz unitária. O mesmo foi encontrado para os cotistas do fundo Super Renda Fixa, DI e Super DI. Além disso, utilizamos variáveis Dummies para capturar as sazonalidades dos fundos como por exemplo pagamento de dividendos em cada semestre.

Esses quatro testes estão no anexo 1 desse trabalho como anexo 1.1, 1.2, 1.3, 1.4.

¹⁹ 1988

Análise Teste de Cointegração

Sendo assim fez-se necessário o teste de cointegração para verificar se as variáveis são cointegradas, a fim de evitar a regressão espúria, ou seja, sem significado econômico, mas com alto grau de correlação.

No passo 4 de três testes de cointegração realizados no anexo desse trabalho percebe-se que o p-valor é, relativamente, alto. Com isso, não podemos rejeitar a hipótese de raiz unitária nos resíduos. Consequentemente, não detectamos cointegração entre os cotistas de cada tipo de fundo e a taxa Selic no período analisado. Com exceção do fundo super renda fixa, em que encontramos um p-valor assintótico com nível de significância menor do que 10%, ou seja, encontramos cointegração.

Assim, como no gráfico analisado acima onde vimos aparentemente, uma alta complementariedade nas variáveis Selic e número de cotistas, comprovou-se que quando a taxa de juros aumenta, o número de cotistas desse fundo diminui e vice-versa.

Finalmente, constatou-se que os resultados dos testes apontaram a presença de raízes unitárias. Dessa forma, a alternativa para rodar a regressão é criar defasagens dessas variáveis e verificar se as defasagens são cointegradas. Sendo assim, perante a não exclusão de raízes unitárias procedeu-se à escolha de desfasamentos de ordem superior.

Conclusão

No capítulo 1, observa-se o cenário macroeconômico do período de 2004 a 2006 para testar a hipótese de como a oscilação da taxa de juros afeta as aplicações nos fundos de investimentos selecionados. Além disso, verificou-se a relação entre a taxa de juros e a inflação com o novo regime de metas de inflação adotado pelo Banco Central do Brasil em 1999.

O capítulo 2 foi marcado pela regulação e prospectos dos fundos de investimento. Primeiramente de forma geral e, em seguida, mais especificamente, foram detalhadas as classes de fundos selecionados. Posteriormente demonstrou-se quais fundos seriam utilizados para testar a hipótese de que um aumento na taxa de juros torna o fundo referenciado DI melhor e que uma queda nessa taxa induziria migração dos cotistas do fundo DI para o fundo renda fixa.

Na terceira parte do trabalho foi definida a filtragem de Hodrick e Prescott utilizada nos dados da captação líquida de cada fundo para suavizar a tendência da série. Após essa filtragem, o gráfico da captação líquida de cada fundo foi colocado junto com a Selic e verificou-se que a relação dessas variáveis não fica explícita nesses gráficos. Em seguida, vieram os gráficos do número total de cotistas com a taxa Selic, a partir desses gráficos observou-se uma estreita relação entre essas variáveis em todos os fundos.

Mais adiante, examinamos os gráficos do número total de cotistas de cada fundo em conjunto com a inflação, percebeu-se a possível relação dessas variáveis. Contudo, novamente, não era uma relação observada em todo o período analisado. Os gráficos mais fiéis à hipótese foram o do número de cotistas e da Selic, onde em todos os fundos ficou uma nítida impressão de correlação entre essas variáveis.

Ainda nesse capítulo, mostrou-se a relação da Selic com o número de cotistas do fundo de ações do Itaú, demonstrando, assim, a migração para outros tipos de investimentos mais agressivos quando a Selic está numa tendência de queda. Essa observação ficou clara no último gráfico do capítulo 3.

No último capítulo, foram realizados os testes econométricos. Inicialmente, definiram-se quais testes seriam utilizados para testar a hipótese. O primeiro teste realizado foi o Dickey Fuller aumentado a fim de testar a estacionariedade das séries temporais. Após a definição do teste ADF e a explicação da sua utilização, rodamos o

teste no programa Gretl²⁰ e apontou-se a presença de raízes unitárias. Isso impedia a realização da regressão para as variáveis selic e o número de cotistas de cada fundo.

Dessa forma, necessitou-se da realização dos testes de cointegração para cada fundo com o objetivo de rejeitar a hipótese nula, ou seja, a presença de raiz unitária entre as variáveis selic e quantidade de cotistas nesses fundos. Mais uma vez a hipótese nula não foi rejeitada devido ao alto nível de significância do p-valor assintótico. A única exceção desse teste foi a presença de cointegração nas variáveis do fundo super renda fixa, no qual observou-se um baixíssimo p-valor.

Para posterior desenvolvimento desse trabalho, será verificada a quantidade de defasagens necessárias para encontrar alguma correlação entre essas variáveis, já que pela intuição macroeconômica parece tão claro essa relação.

Algumas das possíveis explicações para a não confirmação da hipótese, na qual haveria uma alta correlação entre a taxa de juros e o número de cotistas de cada fundo permitindo uma migração dos fundos referenciados DI para os fundos renda fixa num cenário de queda da taxa de juros e dos fundos de renda fixa para os fundos DI num cenário inverso, estão abaixo relacionadas.

A primeira justificativa seria o fato de existir diversos tipos de investimentos tais como ações, fundos multimercados, fundos de direitos creditórios (FIDCs), o mercado de derivativos e muitos outros tipos de investimentos que foram omitidos nesse trabalho. Esses múltiplos investimentos ficam mais atrativos com a queda da taxa selic, pois os investidores buscam um risco maior para terem melhor rentabilidade, visto que a selic não está num patamar tão alto. Isso foi representado pelo gráfico do fundo de ações no final do terceiro capítulo.

Outra explicação seria o curto período analisado para detecção de cointegração, já que esse teste verifica uma relação econômica de longo prazo para as variáveis. Esse é o motivo pelo qual o teste pode não ter tido potência suficiente para mostrar essa relação de longo prazo. O início dos dados utilizados foi em abril de 2004, esse curto período de tempo ocorreu por mudanças regulatórias dos fundos de investimentos. Sendo assim, não existem dados com períodos mais longos.

Por último, as quebras estruturais existentes nas séries, particularmente, absorções de cotistas de outros fundos atrapalham a cointegração nas variáveis. Essas quebras estruturais podem ser percebidas nos gráficos entre os cotistas e a selic que não foi

²⁰ Programa econométrico para realização de regressões e testes.

encontrada cointegração. Observa-se que a variável cotistas dá saltos que podem representar a absorção de outros fundos.

Na introdução desse trabalho foi proposta a seguinte hipótese: A princípio, uma expectativa de aumento dos juros torna o fundo DI mais interessante; já uma expectativa de queda dos juros torna o fundo de Renda Fixa melhor opção.

Segundo essa lógica, será que os investidores brasileiros deslocam seus recursos de uma para outra classe de fundos?

Portanto, a resposta para essa pergunta ficou clara ao longo do texto. Gráficamente, há uma relação entre as decisões dos investidores e a taxa de juros, aparentemente ocorre esse deslocamento. Contudo, no momento que foi realizado os testes econométricos, a relação econômica de longo prazo não foi encontrada nessas variáveis. Com exceção do fundo super renda fixa, no qual foi verificado cointegração entre a selic e o número de cotistas.

Para fins de futuras pesquisas nesse trabalho será necessária a criação de variáveis defasadas para encontrar um p-valor assintótico baixo, visando a rejeição da hipótese nula e ser encontrada cointegração.

Referências Bibliográficas

SAMANEZ, C.P. (2002) **Matemática Financeira - Aplicações à Análise de Investimentos**. 3ª Edição. Editora Pearson/Prentice Hall

FORTUNA, E. (2002) **Mercado Financeiro- Produto e Serviços**. Editora Qualitymark

LIMA, I.S. e A.F. Andrezo. (2001) **Mercado Financeiro – Aspectos Históricos e Conceituais** . Editora Pioneira – Thomson Learning

VAN HORNE, J.C. (1994) **Financial Markets Rates & Flows**. Editora Prentice Hall.

SECURATO, J.R. et al. (2002) **Cálculo Financeiro das Tesourarias**. Editora Saint Paul Institute of Finance.

GIAMBIAGI, F. (2005) **Economia Brasileira Contemporânea**. Editora Campus.

WOOLDRIDGE, J. (2006) **Introdução à Econometria**. Editora Thomson.

BLANCHARD, O. (2004) **Macroeconomia**. Editora Prentice Hall.

MISHIKIN, F. (1998) **Moedas, Bancos e Mercados Financeiros**. Editora LTC.

FORTUNA, E. (1992) **Mercado Financeiro produtos e serviços**. Editora Qualitymark

www.anbid.com.br

www.andima.com.br

www.bcb.gov.br

www.bovespa.com.br

www.cvm.gov.br

www.ibge.gov.br

www.ipeadata.gov.br

www.itau.com.br

www.tesouro.fazenda.gov.br

ANEXO

Teste Dickey-Fuller aumentado, de ordem 1, para CotistasRF

dimensão de amostragem 655

hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste com constante variáveis auxiliares de sazonalidade aditiva

modelo: $(1 - L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$

valor estimado de $(a - 1)$: -0,000304207

estatística de teste: $\tau_c(1) = -0,240943$

p-valor assintótico 0,9309

Regressão aumentada de Dickey-Fuller

Estimativas OLS usando 655 observações a partir de 04/04/01-07/01/12

Observações omissas ou incompletas foram ignoradas: 72

Variável dependente: $d_CotistasRF$

VARIÁVEL	COEFICIENTE	ERRO PADRÃO	ESTAT. T	P-VALOR
const	5,90979	167,275	0,035	
CotistasRF_1	-0,000304207	0,00126257	-0,241	0,93088
$d_CotistasR_1$	0,0129301	0,0392160	0,330	
dummy_1	51,3571	34,5915	1,485	
dummy_2	-19,1660	34,3178	-0,558	
dummy_3	-38,6278	34,5400	-1,118	
dummy_4	1,58824	35,2277	0,045	

com constante e tendência variáveis auxiliares de sazonalidade aditiva

modelo: $(1 - L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$

valor estimado de $(a - 1)$: -0,00686684

estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -1,59994$

p-valor assintótico 0,7934

Regressão aumentada de Dickey-Fuller

Estimativas OLS usando 655 observações a partir de 04/04/01-07/01/12

Observações omissas ou incompletas foram ignoradas: 72

Variável dependente: $d_CotistasRF$

VARIÁVEL	COEFICIENTE	ERRO PADRÃO	ESTAT. T	P-VALOR
const	969,131	624,886	1,551	
CotistasRF_1	-0,00686684	0,00429193	-1,600	0,79343
$d_CotistasR_1$	0,0154803	0,0392014	0,395	
time	-0,282421	0,176549	-1,600	
dummy_1	51,8578	34,5514	1,501	
dummy_2	-19,1776	34,2766	-0,559	
dummy_3	-38,8306	34,4988	-1,126	
dummy_4	0,655049	35,1903	0,019	

com constante e tendência quadrática variáveis auxiliares de sazonalidade aditiva
 modelo: $(1 - L)y = b_0 + b_1*t + b_2*t^2 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,0118644
 estatística de teste: $\tau_{ctt}(1) = -2,1589$
p-valor assintótico 0,7491

Regressão aumentada de Dickey-Fuller

Estimativas OLS usando 655 observações a partir de 04/04/01-07/01/12

Observações omissas ou incompletas foram ignoradas: 72

Variável dependente: $d_CotistasRF$

VARIÁVEL	COEFICIENTE	ERRO PADRÃO	ESTAT. T	P-VALOR
const	1740,90	819,460	2,124	
CotistasRF_1	-0,0118644	0,00549558	-2,159	0,74908
$d_CotistasR_1$	0,0171825	0,0391852	0,438	
time	-0,854598	0,431226	-1,982	
timesq	0,000518139	0,000356334	1,454	
dummy_1	52,3635	34,5235	1,517	
dummy_2	-18,8244	34,2480	-0,550	
dummy_3	-38,3536	34,4707	-1,113	
dummy_4	0,561924	35,1601	0,016	

Teste Dickey-Fuller aumentado, de ordem 1, para CotistasSuperRF

dimensão de amostragem 655

hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste com constante variáveis auxiliares de sazonalidade aditiva
 modelo: $(1 - L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,00827667
 estatística de teste: $\tau_c(1) = -1,58643$
p-valor assintótico 0,4895

Regressão aumentada de Dickey-Fuller

Estimativas OLS usando 655 observações a partir de 04/04/01-07/01/12

Observações omissas ou incompletas foram ignoradas: 72

Variável dependente: $d_CotistasSup$

VARIÁVEL	COEFICIENTE	ERRO PADRÃO	ESTAT. T	P-VALOR
const	456,045	291,711	1,563	
CotistasSup_1	-0,00827667	0,00521718	-1,586	0,48955
$d_CotistasS_1$	-0,0167481	0,0392920	-0,426	
dummy_1	15,6175	26,6576	0,586	
dummy_2	8,69345	26,3954	0,329	
dummy_3	-22,6038	26,5922	-0,850	
dummy_4	36,0658	27,1843	1,327	

com constante e tendência variáveis auxiliares de sazonalidade aditiva
 modelo: $(1 - L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,0106466
 estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -1,9762$
p-valor assintótico 0,6138

Regressão aumentada de Dickey-Fuller

Estimativas OLS usando 655 observações a partir de 04/04/01-07/01/12

Observações omissas ou incompletas foram ignoradas: 72

Variável dependente: d_CotistasSup

VARIÁVEL	COEFICIENTE	ERRO PADRÃO	ESTAT. T	P-VALOR
const	614,486	305,408	2,012	
CotistasSup_1	-0,0106466	0,00538739	-1,976	0,61375
d_CotistasS_1	-0,0190372	0,0392547	-0,485	
time	-0,0712676	0,0413175	-1,725	
dummy_1	15,8920	26,6175	0,597	
dummy_2	8,72851	26,3553	0,331	
dummy_3	-23,0762	26,5532	-0,869	
dummy_4	34,9022	27,1513	1,285	

com constante e tendência quadrática variáveis auxiliares de sazonalidade aditiva
 modelo: $(1 - L)y = b_0 + b_1*t + b_2*t^2 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,0108267
 estatística de teste: $\tau_{ctt}(1) = -2,00604$
p-valor assintótico 0,8148

Regressão aumentada de Dickey-Fuller

Estimativas OLS usando 655 observações a partir de 04/04/01-07/01/12

Observações omissas ou incompletas foram ignoradas: 72

Variável dependente: d_CotistasSup

VARIÁVEL	COEFICIENTE	ERRO PADRÃO	ESTAT. T	P-VALOR
const	636,735	307,482	2,071	
CotistasSup_1	-0,0108267	0,00539703	-2,006	0,81477
d_CotistasS_1	-0,0194688	0,0392781	-0,496	
time	-0,172081	0,161478	-1,066	
timesq	0,000138524	0,000214488	0,646	
dummy_1	15,9361	26,6296	0,598	
dummy_2	8,81976	26,3676	0,334	
dummy_3	-22,9489	26,5659	-0,864	
dummy_4	34,9667	27,1637	1,287	

Teste Dickey-Fuller aumentado, de ordem 1, para CotistasDI

dimensão de amostragem 652

hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste com constante variáveis auxiliares de sazonalidade aditiva

modelo: $(1 - L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$

valor estimado de $(a - 1)$: 0,0010171

estatística de teste: $\tau_c(1) = 0,597564$

p-valor assintótico 0,9897

Regressão aumentada de Dickey-Fuller

Estimativas OLS usando 652 observações a partir de 04/04/01-07/01/12

Observações omissas ou incompletas foram ignoradas: 75

Variável dependente: d_CotistasDI

VARIÁVEL	COEFICIENTE	ERRO PADRÃO	ESTAT. T	P-VALOR
const	-139,505	238,802	-0,584	
CotistasDI_1	0,00101710	0,00170208	0,598	0,98974
d_CotistasD_1	0,0550473	0,0393860	1,398	
dummy_1	52,3180	43,8717	1,193	
dummy_2	-17,8877	43,5093	-0,411	
dummy_3	-75,1222	43,8814	-1,712	
dummy_4	16,4750	44,8659	0,367	

com constante e tendência variáveis auxiliares de sazonalidade aditiva

modelo: $(1 - L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$

valor estimado de $(a - 1)$: -0,00309426

estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -1,72996$

p-valor assintótico 0,7381

Regressão aumentada de Dickey-Fuller

Estimativas OLS usando 652 observações a partir de 04/04/01-07/01/12

Observações omissas ou incompletas foram ignoradas: 75

Variável dependente: d_CotistasDI

VARIÁVEL	COEFICIENTE	ERRO PADRÃO	ESTAT. T	P-VALOR
const	591,995	261,589	2,263	
CotistasDI_1	-0,00309426	0,00178864	-1,730	0,73813
d_CotistasD_1	0,00150341	0,0393234	0,038	
time	-0,432835	0,0710659	-6,091	
dummy_1	54,0693	42,6943	1,266	
dummy_2	-14,5838	42,3442	-0,344	
dummy_3	-77,6150	42,7048	-1,817	
dummy_4	6,90016	43,6891	0,158	

com constante e tendência quadrática variáveis auxiliares de sazonalidade aditiva

modelo: $(1 - L)y = b_0 + b_1*t + b_2*t^2 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$

valor estimado de $(a - 1)$: -0,00571186

estatística de teste: $\tau_{ctt}(1) = -1,28898$

p-valor assintótico 0,9691

Regressão aumentada de Dickey-Fuller

Estimativas OLS usando 652 observações a partir de 04/04/01-07/01/12

Observações omissas ou incompletas foram ignoradas: 75

Variável dependente: d_CotistasDI

VARIÁVEL	COEFICIENTE	ERRO PADRÃO	ESTAT. T	P-VALOR
const	922,368	574,705	1,605	
CotistasDI_1	-0,00571186	0,00443132	-1,289	0,96914
d_CotistasD_1	0,00345769	0,0394574	0,088	
time	-0,0719401	0,563432	-0,128	
timesq	-0,000550476	0,000852538	-0,646	
dummy_1	54,1887	42,7141	1,269	
dummy_2	-14,3273	42,3652	-0,338	
dummy_3	-77,5104	42,7244	-1,814	
dummy_4	6,95085	43,7090	0,159	

Teste Dickey-Fuller aumentado, de ordem 1, para CotistasSuperDI

dimensão de amostragem 652

hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste com constante variáveis auxiliares de sazonalidade aditiva

modelo: $(1 - L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$

valor estimado de $(a - 1)$: 0,00399082

estatística de teste: $\tau_c(1) = 2,24242$

p-valor assintótico 1

Regressão aumentada de Dickey-Fuller

Estimativas OLS usando 652 observações a partir de 04/04/01-07/01/12

Observações omissas ou incompletas foram ignoradas: 75

Variável dependente: d_CotistasSup

VARIÁVEL	COEFICIENTE	ERRO PADRÃO	ESTAT. T	P-VALOR
const	-293,701	127,857	-2,297	
CotistasSup_1	0,00399082	0,00177969	2,242	0,99996
d_CotistasS_1	-0,00595573	0,0395687	-0,151	
dummy_1	17,2364	16,4263	1,049	
dummy_2	5,64041	16,2868	0,346	
dummy_3	-21,8051	16,4261	-1,327	
dummy_4	6,05620	16,7815	0,361	

com constante e tendência variáveis auxiliares de sazonalidade aditiva

modelo: $(1 - L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$

valor estimado de $(a - 1)$: -0,000652621

estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -0,344969$

p-valor assintótico 0,9894

Regressão aumentada de Dickey-Fuller

Estimativas OLS usando 652 observações a partir de 04/04/01-07/01/12

Observações omissas ou incompletas foram ignoradas: 75
 Variável dependente: d_CotistasSup

VARIÁVEL	COEFICIENTE	ERRO PADRÃO	ESTAT. T	P-VALOR
const	98,6951	140,073	0,705	
CotistasSup_1	-0,000652621	0,00189183	-0,345	0,98943
d_CotistasS_1	-0,0560068	0,0393688	-1,423	
time	-0,164541	0,0269850	-6,097	
dummy_1	17,8817	15,9845	1,119	
dummy_2	6,71148	15,8493	0,423	
dummy_3	-22,0210	15,9840	-1,378	
dummy_4	3,06352	16,3371	0,188	

com constante e tendência quadrática variáveis auxiliares de sazonalidade aditiva
 modelo: $(1 - L)y = b_0 + b_1*t + b_2*t^2 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,0215973
 estatística de teste: $\tau_{ctt}(1) = -2,57739$
 p-valor assintótico 0,5244

Regressão aumentada de Dickey-Fuller

Estimativas OLS usando 652 observações a partir de 04/04/01-07/01/12

Observações omissas ou incompletas foram ignoradas: 75

Variável dependente: d_CotistasSup

VARIÁVEL	COEFICIENTE	ERRO PADRÃO	ESTAT. T	P-VALOR
const	1514,69	569,358	2,660	
CotistasSup_1	-0,0215973	0,00837951	-2,577	0,52439
d_CotistasS_1	-0,0457044	0,0394045	-1,160	
time	0,773920	0,366834	2,110	
timesq	-0,00146200	0,000569945	-2,565	
dummy_1	18,3695	15,9168	1,154	
dummy_2	7,41012	15,7835	0,469	
dummy_3	-21,2040	15,9184	-1,332	
dummy_4	3,53888	16,2678	0,218	

Modelo 1: Estimativas OLS RF

usando 534 observações a partir de 04/11/01-07/01/12

Observações omissas ou incompletas foram ignoradas: 41

Variável dependente: CotistasRF

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	estatística-t	p-valor	
const	487,833	283,845	1,7187	0,08626	*
SELIC_1	7,29175	7,35502	0,9914	0,32194	
CotistasRF_1	0,994829	0,00255547	389,2932	<0,00001	***

Média da variável dependente = 127482

Desvio padrão da variável dependente = 6013,48
 Soma dos resíduos quadrados = 4,99113e+007
 Erro padrão dos resíduos = 306,586
 R^2 não-ajustado = 0,99741
 R^2 ajustado = 0,997401
 Estatística-F (2, 531) = 102263 (p-valor < 0,00001)
 Logaritmo da verossimilhança = -3813,62
 Critério de informação de Akaike = 7633,25
 Critério Bayesiano de Schwarz = 7646,09
 Critério de Hannan-Quinn = 7638,27

Modelo 2: Estimativas OLS Super RF

usando 534 observações a partir de 04/11/01-07/01/12
 Observações omissas ou incompletas foram ignoradas: 41
 Variável dependente: CotistasSuperRF

<i>Variável</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>estatística-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	400,372	311,217	1,2865	0,19884	
SELIC_1	-2,62426	4,16818	-0,6296	0,52923	
CotistasSup_1	0,993555	0,00518712	191,5428	<0,00001	***

Média da variável dependente = 55766
 Desvio padrão da variável dependente = 1685,12
 Soma dos resíduos quadrados = 2,07872e+007
 Erro padrão dos resíduos = 197,856
 R^2 não-ajustado = 0,986266
 R^2 ajustado = 0,986214
 Estatística-F (2, 531) = 19065,7 (p-valor < 0,00001)
 Logaritmo da verossimilhança = -3579,76
 Critério de informação de Akaike = 7165,51
 Critério Bayesiano de Schwarz = 7178,35
 Critério de Hannan-Quinn = 7170,54

Modelo 3: Estimativas OLS DI

usando 531 observações a partir de 04/11/01-07/01/12
 Observações omissas ou incompletas foram ignoradas: 44
 Variável dependente: CotistasDI

<i>Variável</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>estatística-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	-1083,49	97,0153	-11,1683	<0,00001	***
SELIC_1	-27,0448	4,40527	-6,1392	<0,00001	***
CotistasDI_1	1,01072	0,00112554	897,9805	<0,00001	***

Média da variável dependente = 140248
 Desvio padrão da variável dependente = 8247,68
 Soma dos resíduos quadrados = 5,00425e+006
 Erro padrão dos resíduos = 97,3537

R^2 não-ajustado = 0,999861
 R^2 ajustado = 0,999861
 Estatística-F (2, 528) = 1,90171e+006 (p-valor < 0,00001)
 Logaritmo da verossimilhança = -3183,06
 Critério de informação de Akaike = 6372,11
 Critério Bayesiano de Schwarz = 6384,94
 Critério de Hannan-Quinn = 6377,13

Modelo 4: Estimativas OLS Super DI

usando 531 observações a partir de 04/11/01-07/01/12
 Observações omissas ou incompletas foram ignoradas: 44
 Variável dependente: CotistasSuperDI

<i>Variável</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>estatística-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	-993,497	59,9088	-16,5835	<0,00001	***
SELIC_1	-15,3643	1,8485	-8,3118	<0,00001	***
CotistasSupe_1	1,01725	0,00124752	815,4167	<0,00001	***

Média da variável dependente = 71816
 Desvio padrão da variável dependente = 3130,88
 Soma dos resíduos quadrados = 355805
 Erro padrão dos resíduos = 25,9591
 R^2 não-ajustado = 0,999932
 R^2 ajustado = 0,999931
 Estatística-F (2, 528) = 3,85452e+006 (p-valor < 0,00001)
 Logaritmo da verossimilhança = -2481,16
 Critério de informação de Akaike = 4968,33
 Critério Bayesiano de Schwarz = 4981,15
 Critério de Hannan-Quinn = 4973,35

Teste Cointegração RF

Passo 1: teste para uma raiz unitária em CotistasRF

Teste Aumentado de Dickey-Fuller, ordem 2, para CotistasRF
 dimensão de amostragem 514
 hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

com constante e tendência quadrática
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,00993804
 estatística de teste: $\tau_ctt(1) = -1,4004$
 p-valor assintótico 0,9581

Passo 2: teste para uma raiz unitária em SELIC

Teste Aumentado de Dickey-Fuller, ordem 2, para SELIC
 dimensão de amostragem 523
 hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

com constante e tendência quadrática
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,00893951
 estatística de teste: $\tau_{\text{ctt}}(1) = -1,29224$
 p-valor assintótico 0,9689

Passo 3: regressão de cointegração

Regressão de cointegração -
 Estimativas OLS usando 534 observações a partir de 04/11/01-07/01/12
 Observações omissas ou incompletas foram ignoradas: 41
 Variável dependente: CotistasRF

VARIÁVEL	COEFICIENTE	ERRO PADRÃO	ESTAT. T	P-VALOR
const	184483	1315,00	140,291	<0,00001 ***
SELIC	-2286,90	89,3949	-25,582	<0,00001 ***
time	-17,7344	3,41707	-5,190	<0,00001 ***
timesq	-0,0438829	0,00471808	-9,301	<0,00001 ***

R-quadrado não-ajustado = 0,953838
 R-quadrado ajustado = 0,953577
 Critério de informação de Akaike (AIC) = 9173,53
 Critério Bayesiano de Schwarz (BIC) = 9190,66
 Critério de Hannan-Quinn (HQC) = 9180,23

Passo 4: teste Dickey-Fuller nos resíduos

ordem de defasagem 2
 dimensão de amostragem 513
 hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

valor estimado de $(a - 1)$: -0,0420778
 estatística de teste: $\tau_{\text{ctt}}(2) = -3,26118$
 p-valor assintótico 0,3218

Existe evidência de uma relação de cointegração se:
 (a) A hipótese de raiz unitária não é rejeitada para as variáveis individuais.
 (b) A hipótese de raiz unitária é rejeitada para os resíduos (uhat) da regressão de cointegração.

Teste Cointegração Super RF

Passo 1: teste para uma raiz unitária em SELIC

Teste Aumentado de Dickey-Fuller, ordem 5, para SELIC
 dimensão de amostragem 523
 hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

com constante e tendência quadrática
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,00763203
 estatística de teste: $\tau_{\text{ctt}}(1) = -1,08567$
 p-valor assintótico 0,9827

Passo 2: teste para uma raiz unitária em CotistasSuperRF

Teste Aumentado de Dickey-Fuller, ordem 5, para CotistasSuperRF
 dimensão de amostragem 514
 hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

com constante e tendência quadrática
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,0290208
 estatística de teste: $\tau_{\text{ctt}}(1) = -3,41758$
 p-valor assintótico 0,1351

Passo 3: regressão de cointegração

Regressão de cointegração -
 Estimativas OLS usando 534 observações a partir de 04/11/01-07/01/12
 Observações omissas ou incompletas foram ignoradas: 41
 Variável dependente: SELIC

VARIÁVEL	COEFICIENTE	ERRO PADRÃO	ESTAT. T	P-VALOR
const	42,9425	0,940226	45,672	<0,00001 ***
CotistasSuperRF	-0,000447351	1,43913E-05	-31,085	<0,00001 ***
time	0,0117216	0,000848263	13,818	<0,00001 ***
timesq	-2,67836E-05	9,09216E-07	-29,458	<0,00001 ***

R-quadrado não-ajustado = 0,968395
 R-quadrado ajustado = 0,968216
 Critério de informação de Akaike (AIC) = 471,015
 Critério Bayesiano de Schwarz (BIC) = 488,136
 Critério de Hannan-Quinn (HQC) = 477,714

Passo 4: teste Dickey-Fuller nos resíduos

ordem de defasagem 5
 dimensão de amostragem 513
 hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

valor estimado de $(a - 1)$: -0,104059
 estatística de teste: $\tau_{\text{ctt}}(2) = -6,59812$
 p-valor assintótico 1,397e-006

Existe evidência de uma relação de cointegração se:

- (a) A hipótese de raiz unitária não é rejeitada para as variáveis individuais.
- (b) A hipótese de raiz unitária é rejeitada para os resíduos (uhat) da

regressão de cointegração.

Teste Cointegração DI

Passo 1: teste para uma raiz unitária em SELIC

Teste Aumentado de Dickey-Fuller, ordem 5, para SELIC
dimensão de amostragem 523
hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

com constante e tendência quadrática
valor estimado de $(a - 1)$: -0,00763203
estatística de teste: $\tau_{ctt}(1) = -1,08567$
p-valor assintótico 0,9827

Passo 2: teste para uma raiz unitária em CotistasDI

Teste Aumentado de Dickey-Fuller, ordem 5, para CotistasDI
dimensão de amostragem 511
hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

com constante e tendência quadrática
valor estimado de $(a - 1)$: -0,0117501
estatística de teste: $\tau_{ctt}(1) = -4,94177$
p-valor assintótico 0,001249

Passo 3: regressão de cointegração

Regressão de cointegração -
Estimativas OLS usando 531 observações a partir de 04/11/01-07/01/12
Observações omissas ou incompletas foram ignoradas: 44
Variável dependente: SELIC

VARIÁVEL	COEFICIENTE	ERRO PADRÃO	ESTAT. T	P-VALOR
const	4,54566	3,17733	1,431	0,15312
CotistasDI	6,35091E-05	2,14144E-05	2,966	0,00316 ***
time	0,0291445	0,00110684	26,331	<0,00001 ***
timesq	-4,10198E-05	2,05310E-06	-19,979	<0,00001 ***

R-quadrado não-ajustado = 0,912008
R-quadrado ajustado = 0,911507
Critério de informação de Akaike (AIC) = 1013,1
Critério Bayesiano de Schwarz (BIC) = 1030,2
Critério de Hannan-Quinn (HQC) = 1019,79

Passo 4: teste Dickey-Fuller nos resíduos

ordem de defasagem 5
dimensão de amostragem 510

hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

valor estimado de $(a - 1)$: -0,00677269
 estatística de teste: $\tau_ctt(2) = -0,955577$
 p-valor assintótico 0,9955

Existe evidência de uma relação de cointegração se:

- (a) A hipótese de raiz unitária não é rejeitada para as variáveis individuais.
- (b) A hipótese de raiz unitária é rejeitada para os resíduos (uhat) da regressão de cointegração.

Teste Cointegração Super DI

Passo 1: teste para uma raiz unitária em SELIC

Teste Aumentado de Dickey-Fuller, ordem 5, para SELIC
 dimensão de amostragem 523
 hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

com constante e tendência quadrática
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,00763203
 estatística de teste: $\tau_ctt(1) = -1,08567$
 p-valor assintótico 0,9827

Passo 2: teste para uma raiz unitária em CotistasSuperDI

Teste Aumentado de Dickey-Fuller, ordem 5, para CotistasSuperDI
 dimensão de amostragem 511
 hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

com constante e tendência quadrática
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,00336195
 estatística de teste: $\tau_ctt(1) = -1,25813$
 p-valor assintótico 0,9717

Passo 3: regressão de cointegração

Regressão de cointegração -

Estimativas OLS usando 531 observações a partir de 04/11/01-07/01/12

Observações omissas ou incompletas foram ignoradas: 44

Variável dependente: SELIC

VARIÁVEL	COEFICIENTE	ERRO PADRÃO	ESTAT. T	P-VALOR
const	-29,1479	4,67163	-6,239	<0,00001 ***
CotistasSuperDI	0,000626012	6,78022E-05	9,233	<0,00001 ***
time	0,00697708	0,00272225	2,563	0,01065 **
timesq	-7,61303E-06	4,30019E-06	-1,770	0,07724 *

R-quadrado não-ajustado = 0,922995
R-quadrado ajustado = 0,922557
Critério de informação de Akaike (AIC) = 942,27
Critério Bayesiano de Schwarz (BIC) = 959,369
Critério de Hannan-Quinn (HQC) = 948,962

Passo 4: teste Dickey-Fuller nos resíduos

ordem de defasagem 5
dimensão de amostragem 510
hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

valor estimado de $(a - 1)$: -0,00518798
estatística de teste: $\tau_{ctt}(2) = -0,66086$
p-valor assintótico 0,9983

Existe evidência de uma relação de cointegração se:

- (a) A hipótese de raiz unitária não é rejeitada para as variáveis individuais.
- (b) A hipótese de raiz unitária é rejeitada para os resíduos (uhat) da regressão de cointegração.