



PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA
DO RIO DE JANEIRO

DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO

Possíveis Efeitos de Investidores Estrangeiros
Sobre o Mercado Acionário Brasileiro

Victor de Lucca
No. de matrícula: 0713397

Orientador: Márcio Gomes Pinto Garcia

Dezembro de 2012

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO

Possíveis Efeitos de Investidores Estrangeiros
Sobre o Mercado Acionário Brasileiro

Victor de Lucca
No. de matrícula: 0713397

Orientador: Márcio Gomes Pinto Garcia

Dezembro de 2012

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.

As opiniões expressas neste trabalho são de responsabilidade única e exclusiva do Autor.

Sumário:

<i>1. Motivação</i>	<i>5</i>
<i>2. Introdução</i>	<i>7</i>
<i>3. “Home bias” e interseção entre investidores estrangeiros e institucionais</i>	<i>10</i>
<i>4. Metodologia</i>	<i>14</i>
<i>5. Modelo</i>	<i>29</i>
<i>6. Conclusão</i>	<i>37</i>
<i>7. Bibliografia</i>	<i>39</i>
<i>8. Anexos</i>	<i>40</i>

Resumo:

A partir de dados obtidos no site da BMFBovespa, no período de Dezembro de 2001 à Agosto de 2012, o artigo se propôs a estudar a influência estrangeira nos mercados acionários, focando na experiência brasileira. Neste trabalho foi examinada a hipótese de que composição do mercado acionário, discriminando entre investidores estrangeiros e nacionais, influencia o equilíbrio geral da bolsa. Apresentando uma ampla gama de trabalhos acadêmicos relevantes o estudo buscou exibir o caráter heterogêneo tema. E, por fim, aplicou os métodos dos papers citados no ambiente brasileiro. A partir de ambas as abordagens utilizadas, o modelo de Mínimos Quadrados Ordinários e Vetorial Auto-Regressivo (MQO e VAR) foi possível achar alguma evidência de que a composição dos investidores estrangeiros pode vir a exercer significativas influências sobre a variação do Índice Bovespa.

1. Motivação:

A partir da observação dos trabalhos referentes à relação entre investidores estrangeiros em mercados financeiros, se vê que grande parte dos estudos disponíveis fazem análise de relações de países específicos com o resto do mundo. É razoável supor que cada país possua características únicas, e se isso se materializa em suas relações exteriores. No exemplo extremo, se for assumido que existem 192 países no Planeta Terra, existiriam aproximadamente 18.336 combinações, ou possíveis resultados para esses estudos. Isso se considerar que, na verdade, o “resto do Mundo” é algo totalmente heterogêneo, de modo que, *stricto sensu*, nossa combinação não poderia ser 192, dois a dois.

Mesmo existindo países com características semelhantes, muitos são os possíveis equilíbrios. É claro que isto é uma abstração, porém chama atenção para o fato de que os resultados destes estudos sejam extremamente singulares. Estes poderão vir a ser relevantes no âmbito de se adequarem a realidade. Porém, sua capacidade explicativa será restrita aquele país ou região, e no máximo, poderá ser usada para algum país semelhante, em menor escala.

Pode-se facilmente supor também, que existem muitos tipos de interação, e sendo estas únicas, pode-se aceitar a existência das diferentes conclusões. Ao mesmo tempo, é difícil elaborar um trabalho que possa ter uma abordagem mais ampla.

Como apontam Choe Kho e Stulz(1997), é algo extremamente comum para líderes políticos, acadêmicos e jornalistas argumentar que os investidores estrangeiros exercem influência de desestabilização sobre as economias de mercado emergentes. Os investidores estrangeiros foram frequentemente acusados como os responsáveis pelas dramáticas dificuldades dos países do leste asiático e pelo colapso de suas moedas e bolsas de valores. Por exemplo, Stiglitz (1998) apela a uma maior regulação do capital, argumentando “países em desenvolvimento estão mais vulneráveis a oscilações internacionais do que nunca”. Acadêmicos têm apontado que os investidores estrangeiros podem ter um poder desestabilizador por uma variedade de razões. Dornbusch e Park (1995) argumentam que

investidores estrangeiros buscam estratégias que fazem os preços das ações reagirem de forma exagerada (overreact) à mudanças nos seus respectivos fundamentos. Se os investidores estrangeiros podem realmente desestabilizar as economias, a idéia de se gerar ganhos de eficiência, ou mesmo benefícios para a sociedade a partir da abertura dos mercados para os investidores externos, se tornam substancialmente questionáveis. Por conseguinte, é de crucial importância compreendermos se este é o caso.

Grande parte dos trabalhos disponíveis tem foco na Ásia e, em menor escala, Europa. Esse artigo parte das premissas a cima e desenvolve um estudo focado no Brasil, que até o presente momento, é algo nunca antes visto na história desse país.

Além disso, esse tema interage com muitas das questões atuais, presentes nas discussões que envolvem teoria macroeconômica. Mostra-se um palco adequado para a clara disputa entre a teoria comportamental (“behavior economics”) e a teoria dos mercados eficientes. É relevante na discussão sobre o controle de fluxos de capitais a níveis nacionais, e mesmo com seus controversos resultados nos inúmeros trabalhos disponíveis, se mostram longe de serem triviais para formadores de política econômica.

2. Introdução:

Quando se pesquisa sobre trabalhos que abordam o papel dos investidores estrangeiros, *vis a vis*, investidores nacionais, em um dado mercado, se obtêm um grande número de trabalhos relevantes, e muitas diferentes abordagens.

Curiosamente, existe grande discordância quanto aos efeitos, ou mesmo, à relevância da origem desses investidores no equilíbrio dos mercados estudados, principalmente no que diz respeito ao acesso a informação dos agentes. Embora a maioria dos artigos dêem enfoque a pontos em comum, os resultados dos mesmos não tem um padrão definido.

Taechapiroontong (2011) faz uma bela análise da bibliografia disponível nesse sentido. Menciona, que por um lado, autores como Kang e Stulz (1997), Brennan e Cao (1997) indicam que os investidores estrangeiros têm desvantagem de informação. Fazem uso dessa desvantagem para justificar um comportamento típico identificado nos investidores estrangeiros, de serem seguidores de tendências, comprar quando o mercado sobe e vender quando cai, o conhecido “herding” ou “positive feedback trading”. Hau (2001) mostra como barreiras linguísticas e culturais podem coincidir de maneira adequada às assimetrias de informação. Hau (2001) e Dvorak (2005) estudam um modelo a nível de transação do desempenho de diferentes investidores. Ambos os estudos constataam que os investidores locais têm vantagem de informação sobre estrangeiros. Hau (2001) especificamente, desenvolve um trabalho muito interessante em que explora as assimetrias de informação a partir de oito países da Europa, e descobre que os traders locais lucram mais em suas negociações de ações alemãs do que outros investidores que estão localizados fora da Alemanha, especialmente em cidades onde a língua nativa não é o alemão. De forma semelhante, Dvorak (2005) investiga as assimetrias de informação, utilizando contas de negociação agregadas de dados da Indonésia, do Jacarta Stock Exchange, e sugere que os clientes de corretoras locais têm uma vantagem de informação de curta duração, mas que os clientes de corretoras globais são melhores em investimentos de longo prazo. Choe, Kho e Stulz (2001) sugerem que os investidores estrangeiros comprem a preços

significativamente mais elevados e tendem a vender a preços mais baixos do que os investidores nacionais.

Em contrapartida, outros estudos mostram que os investidores nacionais não têm necessariamente um melhor desempenho no mercado financeiro. Este argumento é apoiado por evidências empíricas de que os investidores estrangeiros têm uma vantagem de informação a partir de sua experiência e conhecimento, e que, então, os investidores estrangeiros geralmente superariam os investidores nacionais. Mesmo com um período amostral relativamente curto, Grinblatt e Keloharju (2000) argumentam que o acesso à melhores recursos e o suposto “maior acesso ao conhecimento” permitiria que instituições estrangeiras tivessem um melhor desempenho do que instituições nacionais. Usando dados diários para as 16 maiores ações finlandesas, Grinblatt e Keloharju (2000) medem o desempenho de investidores estrangeiros e nacionais, comparando a tendência de cada grupo para comprar futuras ações vencedoras e vender futuras ações perdedoras. Eles concluem que ao longo de um período de dois anos, os investidores estrangeiros tendem a comprar ações “vencedoras”(que se apreciaram no passado) e vender ações “perdedoras” (que depreciaram no passado), enquanto o comportamento de investidores nacionais é o oposto.

Froot, O'Connell e Seasholes (2001) e Froot e Ramadorai (2001) recorrem à análise dos fluxos diários do “international portfolio investment” para mostrar que os investidores estrangeiros têm alguma capacidade de prever retornos. Estes papéis são consistentes com uma melhor informação e maior sofisticação por parte dos investidores estrangeiros. Eles examinam o impacto desse fluxo com os preços dos fundos nacionais para controlar fundamentos dos países utilizando um modelo bivariado do tipo vetorial autoregressivo (VAR). Os resultados também indicam que os fluxos regionais são fortemente influenciados por retornos passados e têm poder de previsão importante nos mercados emergentes.

O objetivo deste trabalho foi buscar estudar a hipótese de que diferentes volumes percentuais de capital estrangeiro na BMF&Bovespa podem influenciar, e de que forma, os fatores determinantes da variação do Índice. Para tanto, foram empregadas uso duas abordagens: Inicialmente, através de um modelo de MQO simples(pooled), são elaboradas

regressões da variação diária do Ibovespa em relação a variação dos Índices S&P500, MSCI, da taxa de câmbio Ptax, Embi+ Brazil e VIX. Com o auxílio de uma variável Dummie, em que o critério é a participação dos estrangeiros acima de sua mediana, foi possível analisar os efeitos de diferentes percentuais de estrangeiros sobre as variáveis acima. A partir da comparação entre os coeficientes encontrados, foi possível inferir sobre os diferentes “níveis de influência” dos investidores estrangeiros na variação do mercado nacional. Quanto à essa primeira abordagem, alguma evidência é encontrada no sentido de que diferentes percentuais de estrangeiros na BMF&Bovespa alteram a dinâmica da variação do Índice, os subperíodos testados apresentam diferentes coeficientes das variáveis explicativas, em especial da variável “variação do S&P500”. No que diz respeito a segunda abordagem, do modelo Autovetorial Regressivo, fracas evidências são encontradas no mesmo sentido.

O artigo segue na seção 3 com os aspectos comuns identificados em trabalhos acadêmicos de tema semelhante. Na seção 4 é descrita a metodologia usada no tratamento dos dados disponíveis, para os modelos estudados. Na seção 5 é feita a especificação dos modelos desenvolvidos. E a seção 6 é a conclusão do trabalho.

3. O “Home bias” e interseção entre investidores estrangeiros e institucionais:

Embora a extensa gama de artigos disponíveis seja bastante heterogênea no que diz respeito às abordagens e, principalmente, ao universo amostral, existem inferências em comum em sua maioria. Valem destaque as questões do “home bias” e do comum caráter institucional dos investidores estrangeiros.

3.1. Home Bias

Grande parte da literatura de finanças internacional destaca que os investidores estrangeiros são diferentes dos investidores nacionais. Um fato estilizado da literatura financeira internacional é a existência do “home bias”. Com esse viés, os investidores tendem a alocar de forma excessiva, ativos do mercado doméstico em seus portfólios, em detrimento de ativos de outros países.

Apesar do aumento significativo de transações internacionais de títulos e ações nas últimas décadas, o viés de “home bias” parece se perpetuar.

Como Kang e Stulz(1997) apontam, as melhores explicações para o “home bias” envolvem barreiras explícitas e implícitas ao investimento internacional.

Barreiras explícitas ao investimento internacional são aqueles que são diretamente observáveis e quantificáveis. Por exemplo, imposição de um “teto” sobre o percentual de participação de estrangeiros no capital de alguma empresa nacional. É uma barreira visível ao investimento estrangeiro.

Barreiras implícitas ao investimento internacional, por outro lado, não são diretamente observáveis. As duas classes principais de tais barreiras são risco político de alguma ação de cunho “nacionalista” e as assimetrias de informação. Risco político desse tipo surge se os investidores não residentes anteciparem a possibilidade de suas participações serem expropriadas por completo, de modo que o retorno esperado em ações estrangeiras seria menor do que o retorno esperado para os residentes.

Quanto às assimetrias de informação, se os investidores não residentes não são bem informados sobre um país em relação aos investidores residentes, vão investir menos neste país, pois a variância da sua distribuição preditiva é maior. (Dvorak 2001). Como

conseqüência, observa-se que a implicação é uma insuficiente partilha de risco e excessiva volatilidade no consumo, resultando em perdas de bem-estar. As assimetrias de informação resultam em menos fluxos de capital, que por sua vez levam a uma alocação ineficiente da poupança mundial.

Exemplos típicos de assimetrias de informação são testados por Hau (2001), que acha evidências de que os investidores locais são mais bem informados quanto ao mercado alemão ao comparar traders profissionais de Frankfurt e seus pares de outros centros financeiros europeus, onde a língua nativa não é o alemão. Ele prova sua hipótese por meio da análise da performance desses agentes na negociação de ações alemãs. Profissionais alemães tem desempenho estatisticamente superior ao de seus pares “não alemães”. Portanto até mesmo um fator cultural como a língua pode ter um papel determinante no acesso de capitais externos e formação de equilíbrio.

Outro fator interessante, ainda relacionado a assimetria de informação, é o acesso a informação privilegiada. Este é um fator que pode viesar a análise de um economista incauto. Uma vez que a performance do investidor nacional é fruto desse recurso ilegal, que dificilmente seu par estrangeiro terá acesso, fica difícil inferir sobre a capacidade de previsão de ambos os agentes. O acesso à informação privilegiada é uma função negativamente relacionada com a solidez das instituições regulatórias e pode variar muito de país para país. Consequentemente, mesmo se os investidores estrangeiros são mais sofisticados, e mesmo se estes podem ter um melhor desempenho em países com insider trading limitado, o mesmo não ocorre onde o mesmo prevalece.

3.2. Interseção entre investidores estrangeiros e institucionais

Como Hau (2001) aponta, o acesso a informação, e sua suposta distribuição assimétrica, se tornou importante aspecto da teoria financeira de mercado. Porém, obter algum tipo de evidência direta para o campo acadêmico é algo difícil de alcançar. Apesar dessa dificuldade a literatura disponível sobre alocação de portfólio tem dado cada vez mais ênfase no papel da informação assimétrica.

Em Choe, Kho e Stulz (2001) observa-se que, em muitos aspectos, parece surpreendente que tanta ênfase foi dada as diferenças entre investidores nacionais e

estrangeiros. Afinal, investimentos de capital internacional costumam se dar através de investidores institucionais. Normalmente, os investidores institucionais estrangeiros têm acesso a experiência internacional, talento, e consideráveis recursos locais. Portanto, não é óbvio que um investidor institucional estrangeiro deve estar em desvantagem em relação a investidores institucionais nacionais. Grinblatt e Keloharju (2000) argumentam que, como resultado do maior acesso ao conhecimento e talento, as instituições estrangeiras devem ser mais bem sucedidas do que instituições locais. Usando dados diários para as 16 maiores ações finlandesas eles concluem que, em um período de dois anos, estrangeiros e corporações financeiras nacionais compram mais ações que “se desenvolvem” bem ao longo dos próximos 120 dias de negociação do que investidores individuais nacionais. Mas o período de amostragem é muito curto para que eles possam realizar um estudo de retornos no período.

Além disso, Choe, Kho e Stulz (2001) comparam os investidores estrangeiros a ambos os investidores institucionais domésticos e indivíduos domésticos. Tal comparação é importante por duas razões. Primeiro, os investidores estrangeiros são principalmente investidores institucionais. Por conseguinte, é de grande utilidade compreender se os investidores estrangeiros diferem dos investidores nacionais, como um grupo, porque eles são estrangeiros ou simplesmente porque são investidores institucionais. Em segundo lugar, na maioria dos mercados emergentes, investidores institucionais locais não são tão importantes quanto em mercados desenvolvidos. Os investidores estrangeiros poderiam “performar” bem em relação aos seus pares nacionais, simplesmente porque as instituições locais são subdesenvolvidas, supostamente sem acesso a informações valiosas que alguns indivíduos domésticos teriam, ou mesmo sem a expertise dos estrangeiros institucionais. Eles concluem que os investidores estrangeiros compram a preços significativamente maiores e vendem a preços significativamente menores do que indivíduos domésticos, para negócios de médio e grande porte (ver Choe, Kho e Stulz 2001, p10). Em 2003 os mesmos autores quantificam essas diferenças entre indivíduos e instituições. Na comparação de instituições estrangeiras com instituições nacionais, estes concluem que instituições estrangeiras “traydam” menos em desvantagem em relação às instituições nacionais do que em relação a indivíduos domésticos. No entanto, para as grandes transações, a desvantagem de instituições estrangeiras parece persistir.

A assimetria de informação pode ser algo consideravelmente difícil de ser provado, porém serve perfeitamente às justificativas teóricas em maioria dos estudos disponíveis, independentemente do resultado e conclusão obtidos. Caso o resultado seja favorável aos investidores nacionais, facilmente pode-se advogar que a distribuição ou o acesso a informação está ligado a proximidades geográficas, culturais ou até mesmo lingüísticas como o faz Hau (2000). Ou, se o eventual resultado for a vantagem no desempenho dos investidores estrangeiros, rapidamente se estabelece o paralelo entre esse investidor e o caráter institucional do investimento estrangeiro. Dado que a esmagadora maioria dos investidores estrangeiros são instituições financeiras.

4. Metodologia

O estudo é organizado duas etapas. A primeira, por sua vez, também tem duas fases. Na primeira fase da primeira etapa é desenvolvido um estudo das variáveis separadamente, no intuito de se descobrir quais são os processos geradores das series temporais em questão. Na segunda fase dessa primeira etapa é feita uma análise sobre a interação das variáveis estudadas, em que o objetivo é descobrir se estas são cointegradas. O estudo segue, a partir destes resultados, para segunda etapa, que por sua vez também possui duas abordagens básicas.

Na primeira fase da segunda etapa, o enfoque dado é na relação entre índices de bolsas, a partir de uma regressão de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Com auxílio de uma variável Dummie para o “alto” percentual de estrangeiros no volume transacionado (valores acima da mediana da amostra) e sua interação com as variações de índices bursateis, o objetivo é estabelecer uma comparação entre os diferentes níveis de volumes percentuais de investidores estrangeiros na BMF&Bovespa e seus eventuais, e respectivos, níveis de influência sobre o mercado interno.

Na segunda fase da segunda etapa a abordagem segue pelo método de modelos vetoriais auto-regressivos (VAR's), onde o interesse é observar as funções de respostas a impulsos. Mais especificamente, o objetivo é quantificar o eventual efeito gerado a partir de um choque originado a partir da variação do volume do percentual dos estrangeiros sobre a variação do Ibovespa.

4.1 Dados:

Os dados disponíveis para este trabalho são todos dados agregados, em análise a maior discriminação obtida foi entre investidores estrangeiros e nacionais, no ambiente brasileiro. Por isso, fica relegado a eventuais trabalhos futuros a rica análise a partir da discriminação entre investidores institucionais vis a vis individuais, no contexto do investimento internacional.

Os dados fazem referencia ao período de dezembro de 2001 até o presente momento. A partir do terminal Bloomberg L.P. foi possível obter os dados referentes aos Índices de

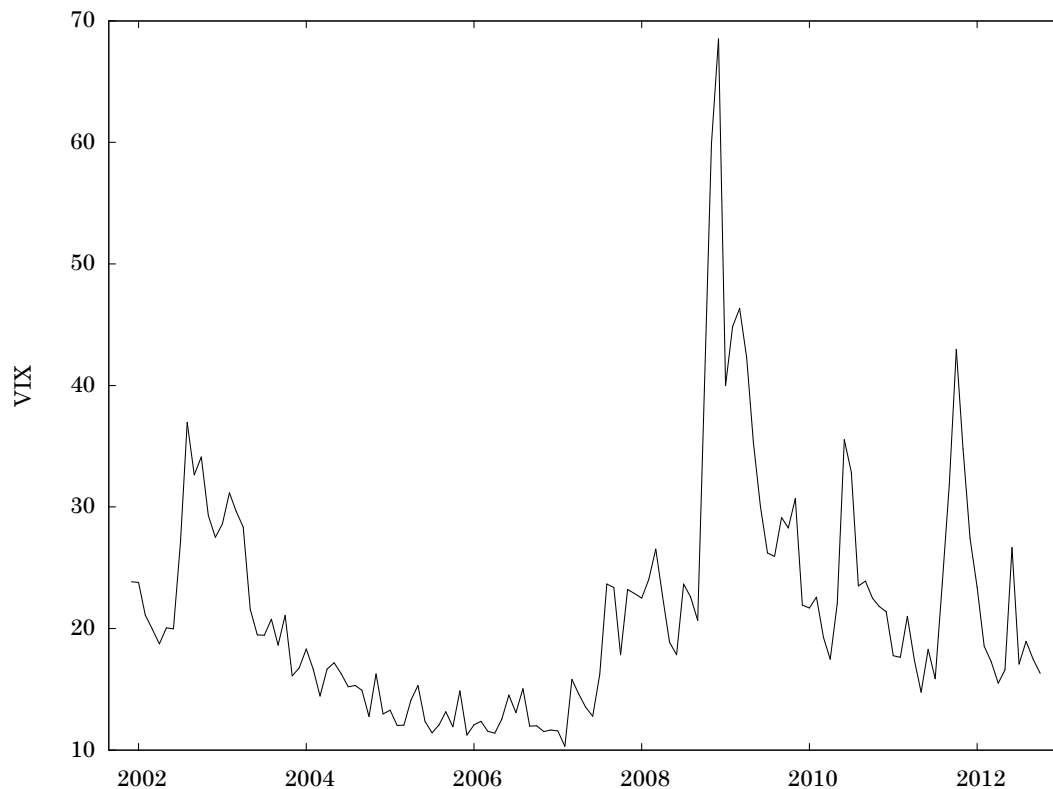
mercado dos Estados Unidos, do Brasil e do mundo, o S&P500, Ibovespa e o MSCI respectivamente. Também a partir do terminal Bloomberg L.P. foram obtidos índices de risco de mercado, o VIX, referente ao risco mundial e o EMBI BRAZIL+, referente ao risco Brasil, calculado pelo JP Morgan. Finalmente, a partir do site da BMF&Bovespa, foi obtida a evolução do percentual do volume estrangeiro na Bovespa.

Para se usar essas variáveis na análise pretendida, e para se ter certeza de que a relação destas é válida, é importante estudarmos os seus respectivos processos geradores.

Em última instância, a preocupação é no que se refere a relação de influência entre os mercados, e isso significa interpretar os coeficientes das variáveis dependentes das regressões obtidas. É de extrema importância concluir se uma eventual correlação é realmente devida ao fato que as variáveis serem cointegradas. Para isso, portanto, o foco agora é dado a uma análise das variáveis separadamente, e seus respectivos processos geradores:

VIX: Definição:

O Índice de Volatilidade do Chicago Board Options Exchange (CBOE) mostra a expectativa do mercado sobre a volatilidade nos próximos 30 dias. Ele é construído usando as volatilidades implícitas de uma ampla gama de opções do Índice S&P 500. Esta volatilidade é um índice futuro e é calculado a partir de ambas as opções de compra (calls) como as de venda (puts). O VIX é uma medida utilizada para quantificar o risco de mercado e é muitas vezes referido como o "calibre do medo do investidor".



VIX index: Bloomberg L.P.

A partir deste gráfico pode-se fazer algumas suposições sobre o processo gerador desta série. Inicialmente se vê que não possui uma tendência clara de crescimento ou queda, fazendo acreditar fortemente que o processo gerador desta série não possui uma tendência determinística. Outra característica importante são os desvios da média, que são muito persistentes. Uma vez caracterizados os pontos chave fica a dúvida se está é uma serie estacionária ou uma série com tendência estocástica. A resposta para essa indagação pode ser obtida a partir do teste Dickley Fuller Aumentado. Nele, a suposição é de que a especificação do processo gerador é um passeio aleatório com deslocamento.

A partir do fato de que a série não parece apresentar uma tendência determinística clara, e sua média ser diferente de zero, a equação (2) se apresenta como a mais adequada. Nela se testa se o processo gerador é um processo estacionário do tipo AR(1), caso rejeite-se H_0 :, ou um processo típico de passeio aleatório, com deslocamento. Como a estatística de teste é aproximadamente -3,36, rejeita-se a existência de raiz unitária no processo gerador desta série temporal, e dessa maneira pode-se concluir que a série a cima é

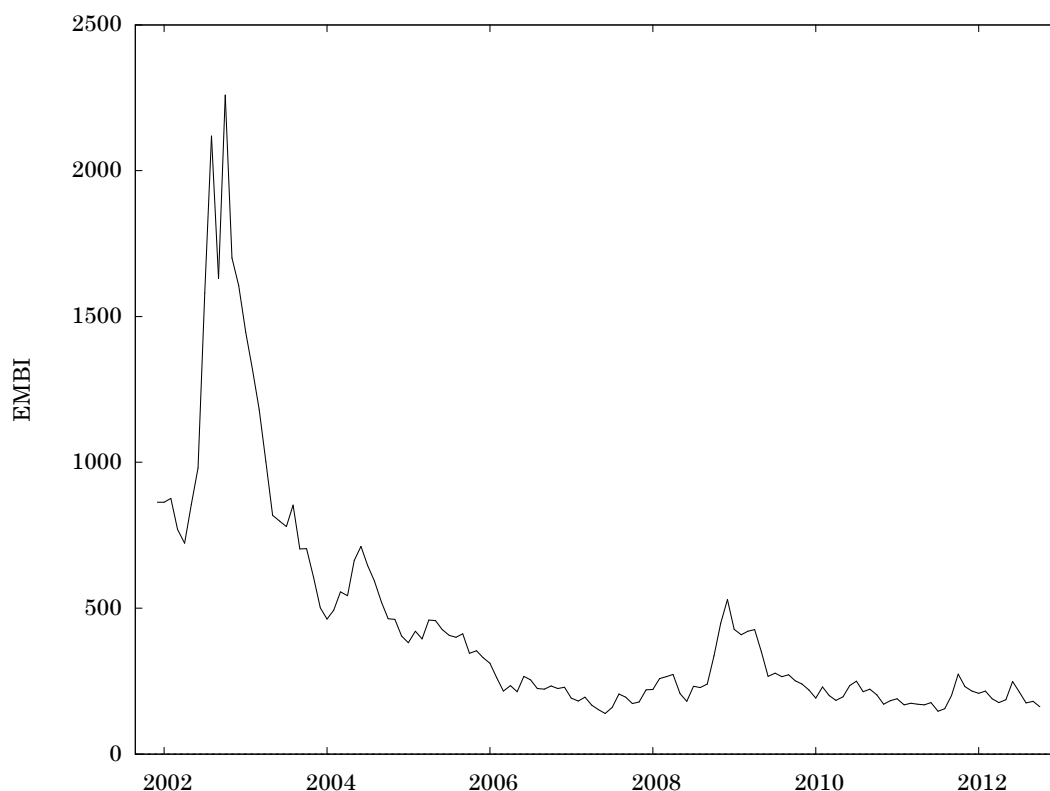
estacionária do tipo AR(1), e portanto sua ordem de integração é I(0). (Ver anexo 1.1 para maiores informações)

EMBI+ BRAZIL JPM: Definição:

EMBI significa “Emerging Markets Bond Index” e é um índice de referência para medir o desempenho de retorno de títulos públicos internacionais emitidos por países de mercados emergentes, e que atendam a um nível mínimo de liquidez predeterminado e requisitos estruturais.

O EMBI +, o mede laços Brady e de dívida soberana. Para se qualificar para a adesão do índice, a maturidade da dívida deve ser de mais do que um ano, ter mais de US \$ 500 milhões em circulação, e atender às diretrizes comerciais rigorosas para garantir que as ineficiências de preços não afetem o índice.

Esse índice do JP Morgan é referência para se estabelecer uma Proxy para o risco de mercados emergentes, neste caso, o Brasil. Os investidores poderão ver o índice usado como comparação para os seus fundos mútuos ou fundos negociados em bolsa.



EMBI+ Brazil index: Bloomberg L.P.

A partir deste gráfico, se vê que a série tem uma tendência relativamente clara de queda ao longo da amostra. Pode-se supor que haja uma tendência determinística nesta série. Ao se executar o teste Dickley Fuller Aumentado vamos considerar a possibilidade da existência de tendência determinística, além da estocástica.

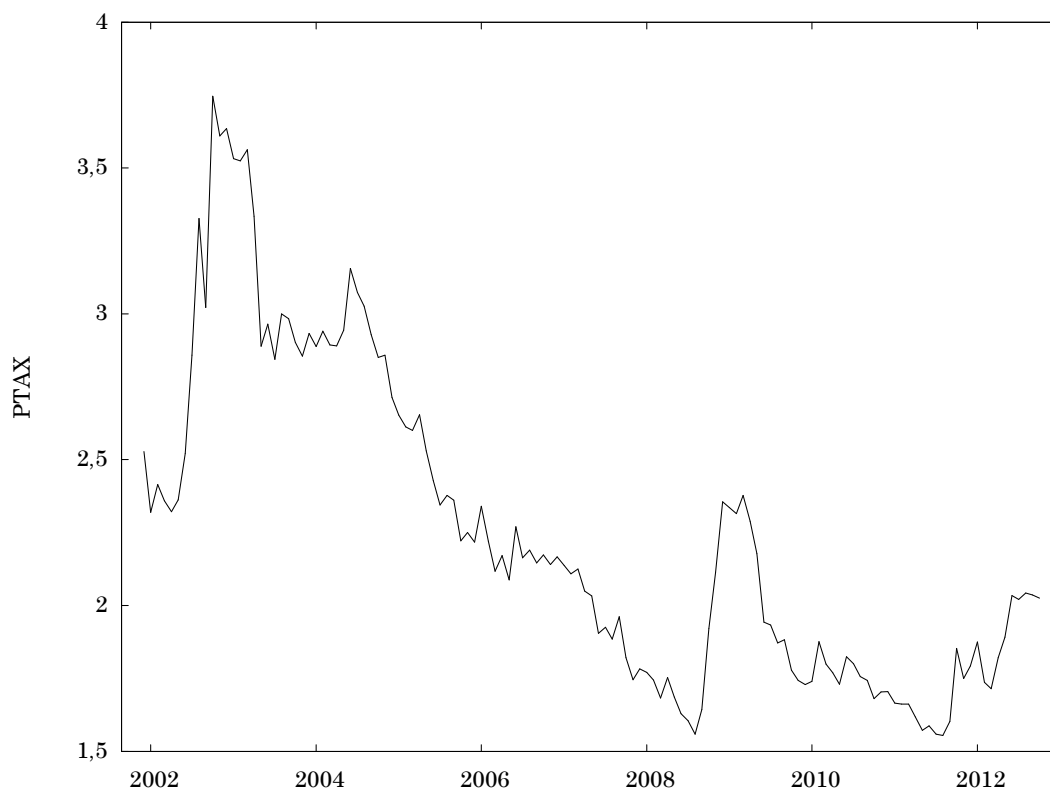
A partir do fato de que a série parece apresentar uma tendência determinística clara, e sua média ser diferente de zero, a equação (3) se mostra como a mais adequada. Nela testam-se se o processo gerador é um processo estacionário em torno de sua tendência, caso rejeite-se H_0 :, ou um processo com ambas as tendências determinística e estocástica. Como a estatística de teste é $-1,91773$, não rejeita-se a existência de raiz unitária no processo gerador desta série temporal, e dessa maneira pode-se concluir que a série a cima tem, pelo menos uma raiz unitária, e portanto sua ordem de integração é, no mínimo $I(1)$. Para se ter maior certeza sobre o grau de integração deste processo gerador é necessário proceder analisando a primeira diferença desta série, é feito o mesmo teste ADF feito anteriormente.

Dado que esta série não apresenta uma tendência de crescimento clara, e que sua média não é significativamente diferente de zero, a equação mais adequada para a devida análise é a equação (1).

Com a variável em primeira diferença, rejeita-se H_0 : ao nível de significância de 5% e, com isso pode-se concluir que o processo gerador é de ordem $I(1)$. (Ver anexo 1.2 para maiores informações)

Taxa de câmbio - PTAX BRL Real/ USD Dólar: Definição:

Essa taxa é o preço comercial da moeda Dólar, expressa em termos de Reais.



PTAX index: Bloomberg L.P.

A partir deste gráfico, se vê que a série tem uma tendência relativamente clara de queda ao longo da amostra. Pode-se supor que haja uma tendência determinística nesta série. Ao se executar o teste Dickley Fuller Aumentado, considera-se a possibilidade da existência de tendência determinística, além da estocástica.

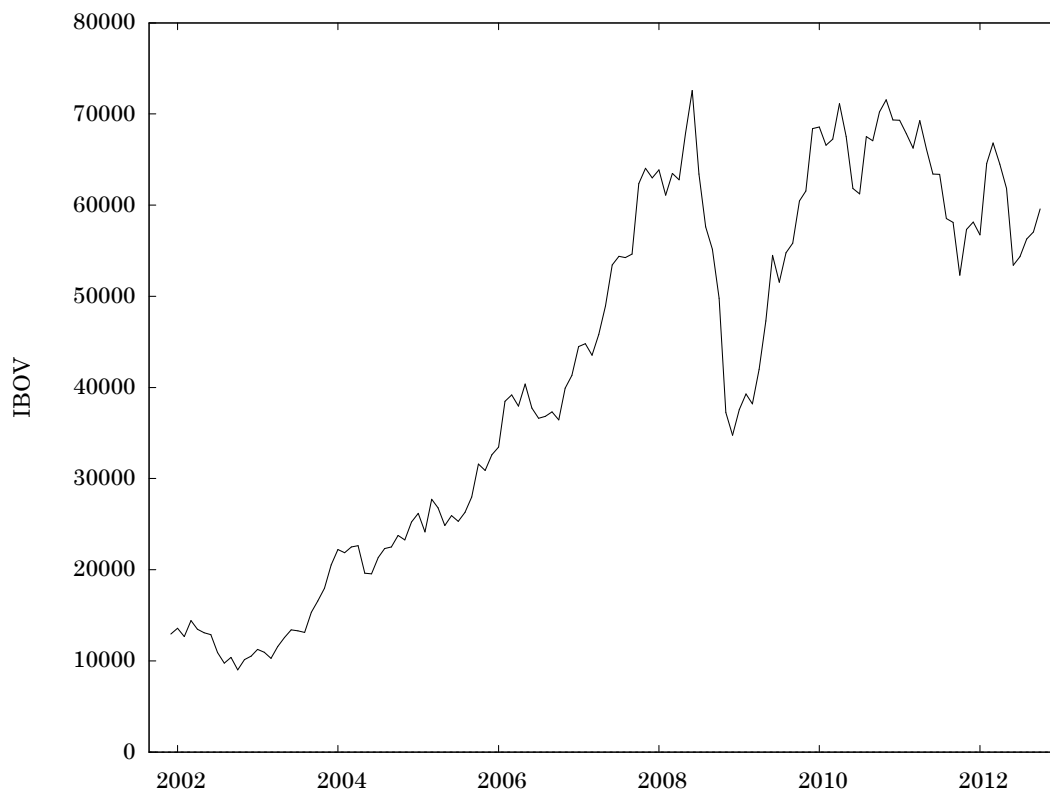
A partir do fato de que a série parece apresentar uma tendência determinística clara, e sua média ser diferente de zero, a equação (3) se apresenta como a mais adequada. Nela testa-se se o processo gerador é um processo estacionário em torno de sua tendência, caso rejeite-se H_0 ; ou um processo com ambas as tendências determinística e estocástica. Como a estatística de teste é -2,13663, não rejeita-se a existência de raiz unitária no processo gerador desta série temporal, e dessa maneira pode-se concluir que a série a cima tem uma raiz unitária, pelo menos, e portanto sua ordem de integração é, no mínimo $I(1)$. Para termos maior certeza sobre o grau de integração deste processo gerador é necessário proceder analisando a primeira diferença desta série, vamos fazer o mesmo teste ADF feito anteriormente.

Analogamente ao caso anterior, dado que esta série não apresenta uma tendência de crescimento clara, e que sua média não é significativamente diferente de zero, a equação mais adequada para a devida análise é a equação (1).

Com a variável em primeira diferença, rejeita-se H_0 : ao nível de significância de 5% e, com isso pode-se concluir que o processo gerador é de ordem $I(1)$. (Ver anexo 1.3 para maiores informações)

Índice Bovespa: Definição:

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 BM&FBOVESPA 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. (Site da BMF&Bovespa).



Ibovespa index: Bloomberg L.P.

A partir deste gráfico, se vê que a série tem uma tendência relativamente clara de crescimento ao longo da amostra. Pode-se supor que haja uma tendência determinística nesta série. Ao se executar o teste Dickley Fuller Aumentado considera-se a possibilidade da existência de tendência determinística, além da estocástica.

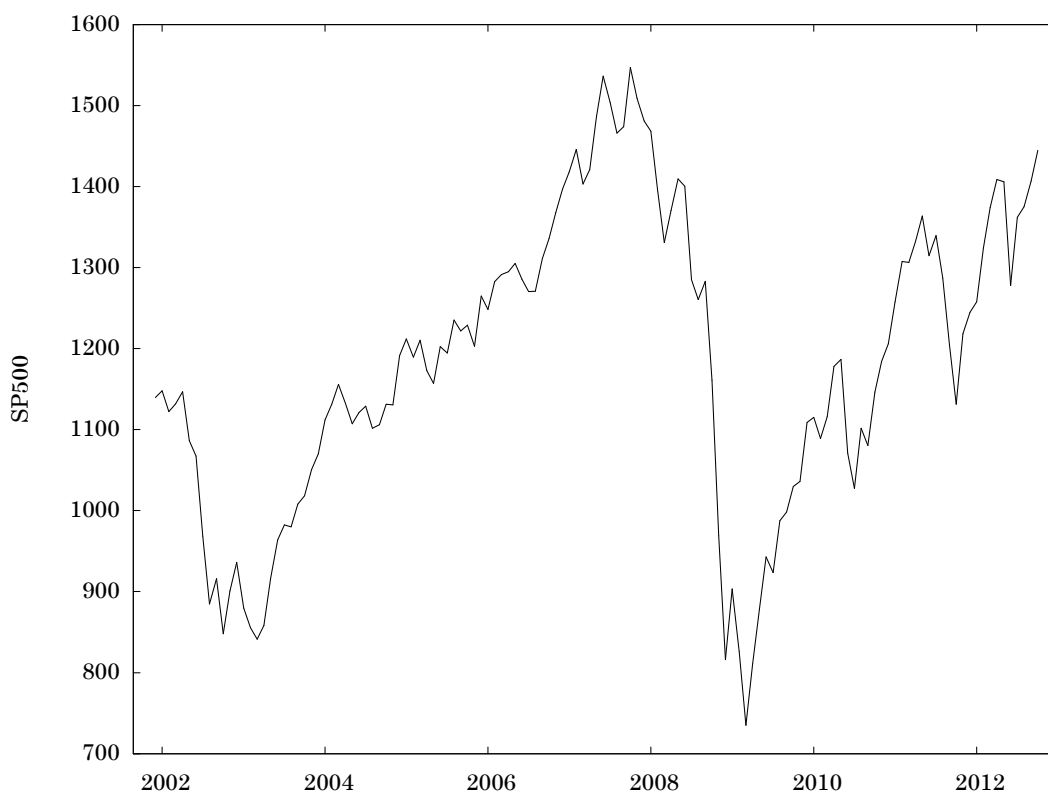
A partir do fato de que a série parece apresentar uma tendência determinística clara, e sua média ser diferente de zero, a equação (3) se apresenta como a mais adequada. Nela testa-se se o processo gerador é um processo estacionário em torno de sua tendência, caso rejeite-se H_0 ;, ou um processo com ambas as tendências determinística e estocástica. Como a estatística de teste é $-1,90423$, não rejeita-se a existência de raiz unitária no processo gerador desta série temporal, e dessa maneira pode-se concluir que a série a cima tem uma raiz unitária, pelo menos, e portanto sua ordem de integração é, no mínimo $I(1)$. Para se ter

maior certeza sobre o grau de integração deste processo gerador é necessário proceder analisando a primeira diferença desta série, é feito o mesmo teste ADF feito anteriormente.

Com a variável em primeira diferença, rejeita-se H_0 : ao nível de significância de 5% e, com isso pode-se concluir que o processo gerador é de ordem $I(1)$. (Ver anexo 1.4 para maiores informações).

S&P500: Definição:

Trata-se de um índice composto por quinhentas ações qualificadas devido ao seu tamanho de mercado, sua liquidez e sua representação de grupo industrial. É um índice ponderado de valor de mercado com o peso de cada ativo no índice proporcional ao seu preço de mercado.



S&P500 Index: Bloomberg L.P.

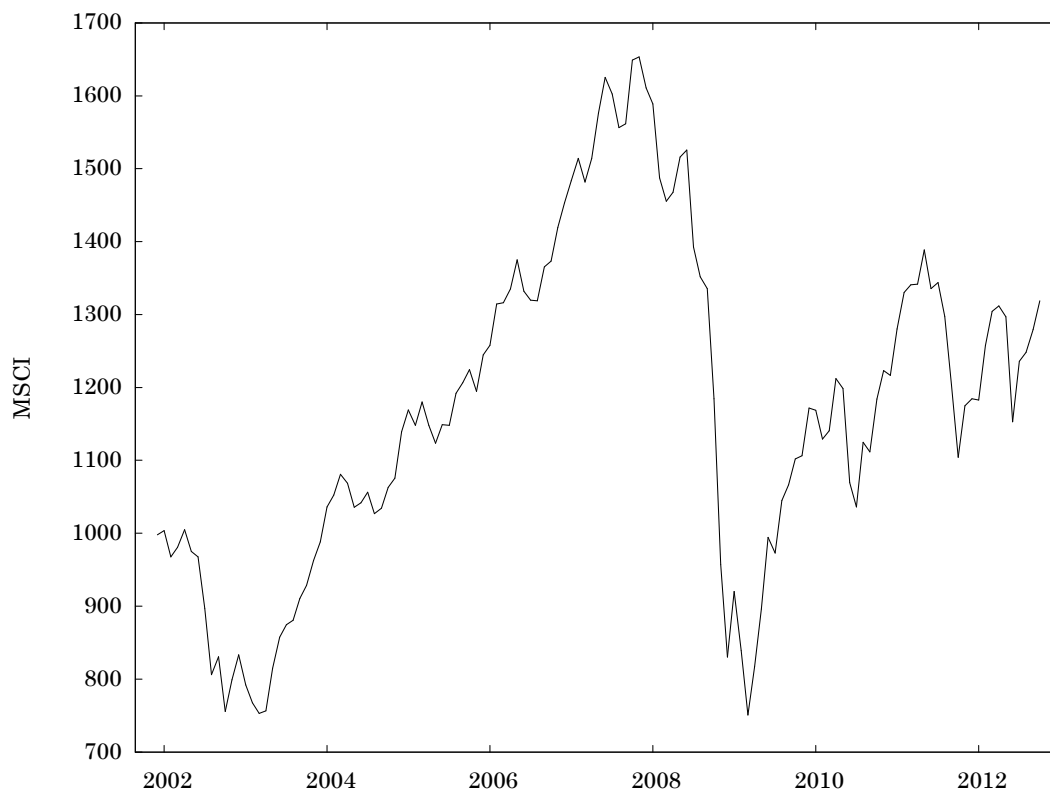
A partir deste gráfico, se vê que a série tem uma tendência relativamente clara de crescimento ao longo da amostra. Pode-se supor que haja uma tendência determinística nesta série. Ao se executar o teste Dickley Fuller Aumentado considera-se a possibilidade da existência de tendência determinística, além da estocástica.

A partir do fato de que a série parece apresentar uma tendência determinística clara, e sua média ser diferente de zero, a equação (3) apresenta-se como a mais adequada. Nela testa-se se o processo gerador é um processo estacionário em torno de sua tendência, caso se rejeite H_0 ., ou um processo com ambas as tendências determinística e estocástica. Como a estatística de teste é $-2,33718$, não rejeita-se a existência de raiz unitária no processo gerador desta série temporal, e dessa maneira pode-se concluir que a série a cima tem uma raiz unitária, pelo menos, e portanto sua ordem de integração é, no mínimo $I(1)$. Para se ter maior certeza sobre o grau de integração deste processo gerador é necessário proceder analisando a primeira diferença desta série, é feito o mesmo teste ADF feito anteriormente.

Com a variável em primeira diferença, rejeita-se H_0 : ao nível de significância de 5% e, com isso pode-se concluir que o processo gerador é de ordem $I(1)$. (Ver anexo1.5 para maiores informações).

MSCI Definição:

O MSCI World é um índice de mercado de ações de mais de 6.000 ações pelo mundo. É mantido pela MSCI Inc. O índice incorpora ações de países desenvolvidos e países emergentes. O MSCI World Índice é calculado desde 1969.



MSCI Index: Bloomberg L.P.

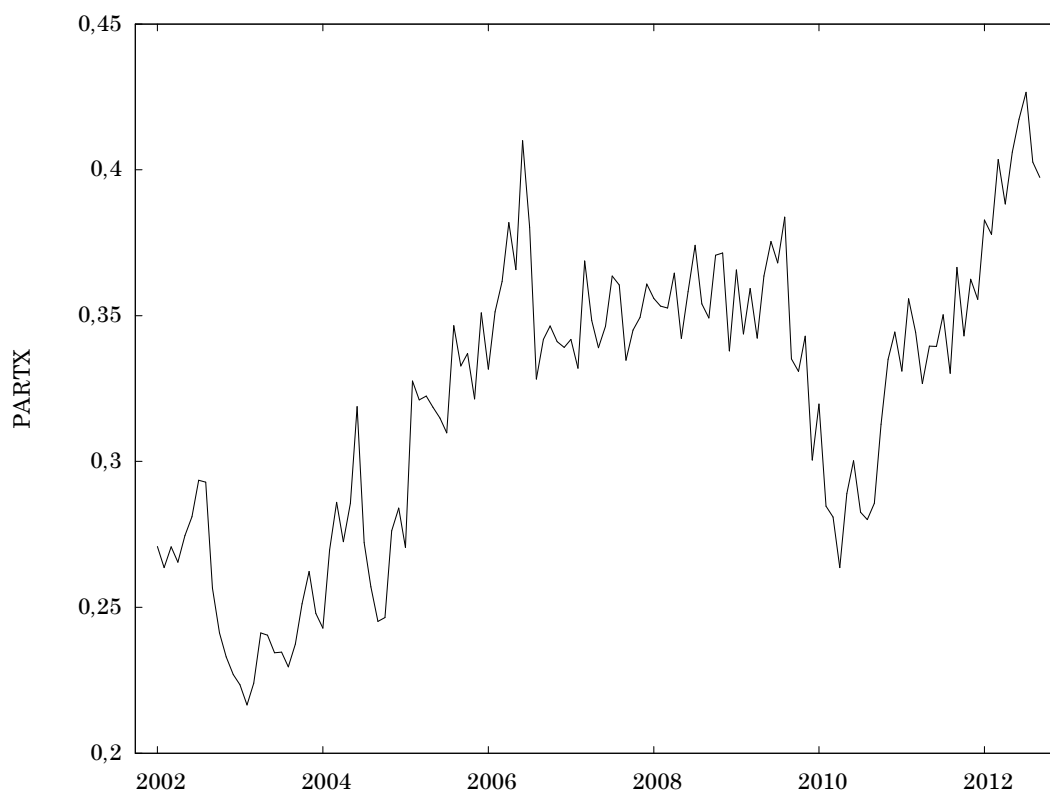
A partir deste gráfico, se vê que a série tem uma tendência relativamente clara de crescimento ao longo da amostra. Pode-se supor que haja uma tendência determinística nesta série. Ao se executar o teste Dickley Fuller Aumentado é considerada a possibilidade da existência de tendência determinística, além da estocástica.

A partir do fato de que a série parece apresentar uma tendência determinística clara, e sua média ser diferente de zero, a equação (3) apresenta-se como a mais adequada. Nela testa-se se o processo gerador é um processo estacionário em torno de sua tendência, caso rejeite-se H_0 ;, ou um processo com ambas as tendências determinística e estocástica. Como a estatística de teste é $-2,26136$, não rejeita-se a existência de raiz unitária no processo gerador desta série temporal, e dessa maneira pode-se concluir que a série a cima tem uma raiz unitária, pelo menos, e portanto sua ordem de integração é, no mínimo $I(1)$. Para se ter maior certeza sobre o grau de integração deste processo gerador é necessário proceder analisando a primeira diferença desta série, é feito o mesmo teste ADF feito anteriormente.

Com a variável em primeira diferença, rejeita-se H_0 : ao nível de significância de 5% e, com isso pode-se concluir que o processo gerador é de ordem $I(1)$. (Ver anexo 1.6 para maiores informações).

Percentual de estrangeiros: Definição:

É o percentual do volume total transacionado na BMF&Bovespa, que é de procedência estrangeira. É calculado desde dezembro de 2001 pela própria BMF&Bovespa.



MSCI Index: Site BMFBovespa

A partir deste gráfico, se vê que a série tem uma tendência relativamente clara de crescimento ao longo da amostra. Pode-se supor que haja uma tendência determinística nesta série. Ao se executar o teste Dickley Fuller Aumentado é considerada a possibilidade da existência de tendência determinística, além da estocástica.

A partir do fato de que a série parece apresentar uma tendência determinística clara, e sua média ser diferente de zero, a equação (3) apresenta-se como a mais adequada. Nela testa-se se o processo gerador é um processo estacionário em torno de sua tendência, caso rejeite-se H_0 ; ou um processo com ambas as tendências determinística e estocástica. Como a estatística de teste é -2,31683, não rejeita-se a existência de raiz unitária no processo gerador desta série temporal, e dessa maneira pode-se concluir que a série a cima tem uma raiz unitária, pelo menos, e portanto sua ordem de integração é, no mínimo $I(1)$. Para se ter maior certeza sobre o grau de integração deste processo gerador é necessário proceder analisando a primeira diferença desta série, é feito o mesmo teste ADF feito anteriormente.

Com a variável em primeira diferença, rejeita-se H_0 : ao nível de significância de 5% e, com isso pode-se concluir que o processo gerador é de ordem $I(1)$. (Ver anexo 1.7 para maiores informações).

Resumo da Ordem de Integração dos Processos Geradores das séries estudadas:

Vix : $I(0)$

EMBI+Brazil: $I(1)$

PTAX: $I(1)$

Ibovespa: $I(1)$

S&P500: $I(1)$

MSCI: $I(1)$

PARTX: $I(1)$

Finalmente, o estudo segue para uma análise de interação entre as variáveis. O passo seguinte é estudar se existe uma relação real e significativa entre as variáveis. Para isso, é usado o teste de Engle-Granger de Cointegração. Neste estudo, dado que, com exceção da variável VIX, todas são de ordem $I(1)$ de integração, a busca é pela inferência sobre se uma regressão destas variáveis apresentam um resíduo estacionário.

4.2 Teste de Cointegração:

Duas ou mais variáveis são ditas cointegradas se individualmente são $I(a)$, mas existe uma combinação linear destas variáveis que é $I(a-b)$, sendo $b > 0$. Se duas ou mais variáveis são cointegradas, isso significa que existe uma relação entre elas que é estável no longo prazo. No caso sob estudo já se verifica que a grande maioria das variáveis é de ordem $I(1)$. Resta saber se o resíduo de uma regressão entre estas é estacionário, ou $I(0)$, para isso, uma das maneiras de se verificar é aplicando o teste de Engle-Granger, citado acima.

Regressão de cointegração

Regressão de cointegração -

MQO, usando as observações 2002:01-2012:09 (T = 129)

Variável dependente: LNPARTX

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor
LNIBOV	0,000367600	7,86761e-05	4,672	7,63e-06 ***
LNEMBI	7,50117e-06	0,000129665	0,05785	0,9540
LNPTAX	-0,0183542	0,0124754	-1,471	0,1438
LN5P500	0,000574217	0,000758332	0,7572	0,4504
LNMSCI	-6,31773e-06	0,000770204	-0,008203	0,9935
Média var. dependente	0,003207	D.P. var. dependente		0,000496
Soma resíd. quadrados	0,000014	E.P. da regressão		0,000335
R-quadrado	0,989776	R-quadrado ajustado		0,989447
Log da verossimilhança	851,8291	Critério de Akaike		-1693,658
Critério de Schwarz	-1679,359	Critério Hannan-Quinn		-1687,848
rô	0,813902	Durbin-Watson		0,380201

Teste para uma raiz unitária em uhat

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para uhat

incluindo 12 defasagens de $(1-L)uhat$

dimensão de amostragem 116

hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

```

modelo: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e
coeficiente de 1ª ordem para e: -0,000
diferenças defasadas: F(12, 103) = 1,301 [0,2293]
valor estimado de (a - 1): -0,25846
estatística de teste: tau_nc(6) = -2,90261
p-valor assintótico 0,6348

```

Existe evidência de uma relação de cointegração se:

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

Observando o p-valor assintótico de \hat{U} , o residuo, observa-se um valor de 0,6348, que é considerado alto. Assim, não se rejeita H_0 e, por isso, não pode-se, infelizmente, concluir que estas variáveis são cointegradas. Eventuais resultados provenientes de regressões dessas variáveis não estacionárias tendem a apresentar resultados aparentemente bons, porém representam uma relação espúria, não podem ser considerados como sendo resultados válidos para qualquer análise. (Ver anexo 2 para maiores informações)

5.0 modelo:

Uma das fundamentais limitações desta base de dados é a diferença das frequências das variáveis disponíveis. Enquanto o volume percentual dos estrangeiros apresenta frequência mensal, todas as outras possuem frequência diária. A partir disso, quando se inclui a variável do percentual dos estrangeiros em alguma determinada regressão, se faz necessário a transformação destes dados diários, em frequências mensais. Com isso, o universo amostral que era antes composto por uma base de dados com aproximadamente 4000 observações, passa a ter apenas 130. O pequeno universo amostral é algo que se mostra capaz de enfraquecer significativamente o resultado dos modelos estimados.

Por isso, vale a pena segmentar a análise. No que diz respeito à primeira abordagem, com o modelo de MQO, uso a base de dados maior, porém com ressalvas. Se incluído, percentual dos estrangeiros como uma variável explicativa se mostra não significativa, muito provavelmente pela característica de sua diferente frequência. Porém, a inclusão de uma variável que é a interação entre uma Dummie, que diz respeito ao “alto” percentual dos estrangeiros na bolsa ($D_PARTX=1$, caso $PARTXi$ é maior do que sua mediana, 33,507% e 0 caso contrário) e a Primeira Diferença do log do Índice S&P500(uma aproximação da variação do índice) se mostra significativa a nível de 1% de significância, o que possibilita uma razoável análise dos resultados obtidos.

A segunda abordagem consiste em um modelo Vetorial Auto-regressivo ou VAR. Nele estou interessado em analisar especificamente o a função de resposta a impulso de um choque do percentual dos estrangeiros sobre a variação do Índice Bovespa. Para tanto o mais adequado universo amostral é a base de dados menor, uma vez que cada valor do percentual de estrangeiros varia a cada observação, e não é repetido inúmeras vezes como ocorre com a base de dados mais extensa.

Como foi extensivamente abordado, não foi captada relação de cointegração entre as variáveis, por isso resta ao estudo uma análise de primeiras diferenças das variáveis em questão. Se torna oportuno tal abordagem pois, ao se usar as primeiras diferenças das

variáveis em logaritmo neperiano, obtem-se uma boa aproximação para as variações dos índices estudados.

5.1 O Modelo de Mínimos Quadrados Ordinários - MQO:

Modelo 12: MQO, usando as observações 2001/12/02-2012/09/01 (T = 3927)

Variável dependente: d_LNIBOV

	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	0,00027927	0,000244234	1,1435	0,25292	
d_LNVIX	-0,0855932	0,0276737	-3,0929	0,00200	***
d_LNEMBI	-0,188154	0,010851	-17,3398	<0,00001	***
d_LNPTAX	-8,2848	0,973848	-8,5073	<0,00001	***
d_LNSP500	0,597874	0,0377624	15,8325	<0,00001	***
D_LNPARTX	-1,71276e-05	0,000346757	-0,0494	0,96061	
d_LNSP5_DLNPRTX	0,167341	0,0359796	4,6510	<0,00001	***
d_LNPERCTESTR	2,8591	5,0102	0,5707	0,56827	
Média var. dependente	0,000376	D.P. var. dependente	0,015500		
Soma resíd. quadrados	0,461947	E.P. da regressão	0,010857		
R-quadrado	0,510247	R-quadrado ajustado	0,509372		
F(7, 3919)	583,2853	P-valor(F)	0,000000		
Log da verossimilhança	12193,45	Critério de Akaike	-24370,90		
Critério de Schwarz	-24320,70	Critério Hannan-Quinn	-24353,09		
rô	-0,075771	Durbin-Watson	2,151541		

A partir dos resultados acima, se vê que com exceção da constante, da Dummie e da variação do percentual dos estrangeiros, que não são significantes, nem mesmo a níveis de 10% de significância, todas as outras variáveis apresentam-se como significantes ao nível de 1% de significância. Isso permite um estudo com um bom grau de confiança, pode-se analisar os coeficientes da regressão sem grandes riscos de se incorrer em conclusões equivocadas.

Como foi falado acima, dado que as variáveis de interesse não se mostram como cointegradas, resta analisá-las, não mais em nível, mas sim em termos de variação. Isto é, dado que uma eventual regressão das variáveis não estacionárias (em nível) resulta em uma relação espúria, não pode-se considerar válidos os resultados de tal regressão. Sendo assim,

resta tornar as mesmas em estacionárias, calculando suas respectivas “Primeiras Diferenças”, e então, rodar a devida regressão.

Tanto a constante da regressão acima quanto a Dummie não se apresentam como estatisticamente significantes pelo mesmo motivo. Desse resultado pode-se falar que a média deste processo não é significativamente diferente de zero. A Dummie representa o efeito adicional da “alta” participação dos estrangeiros (valores maiores do que a mediana da amostra de 33,507%) ao intercepto da equação, que também não é significativamente diferente de zero.

Ambos os coeficientes das variações dos índices de risco VIX e EMBI+ Brazil se mostram negativamente relacionados com a variação do Índice Bovespa. Ao apresentarem, -0,0855932 e -0,188154 pode-se dizer que; uma variação de 1% no Índice Vix, altera em aproximadamente -0,09% ou -9 pontos percentuais básicos a variação do Índice Bovespa. Analogamente, uma variação de 1% no Índice Embi+ Brazil altera em aproximadamente -0,18% ou -18 pontos percentuais básicos a variação do Índice Bovespa. Esse resultado é consistente com a teoria econômica. Quando se aumenta a percepção sobre o risco, e a subsequente piora do quadro da conjuntura econômica do mundo como um todo (no caso do Índice Vix), ou mesmo do Brasil (no caso do Embi+ Brazil) espera-se que o mercado seja afetado negativamente. Além disso, também consistente com a teoria econômica, se vê que a influência do Índice Embi Brazil, que relata a percepção do risco de mercado do Brasil, afeta de maneira muito mais significativa o mercado do que o índice referente ao mundo como um todo.

O coeficiente da variação da taxa de câmbio Ptax também se mostra negativamente relacionado com a variação do Índice Bovespa. Mais do que isso, esta variável apresenta o maior coeficiente (em módulo) entre as variáveis sobre estudo. Por isso, é considerado como o maior responsável pela variação do Índice Bovespa. Vale apontar que esta variável é totalmente relacionada ao fluxo de capitais. Ao apresentar -8,2848 pode-se dizer que uma variação de 1% na taxa de câmbio entre o Real brasileiro e o Dólar americano altera em aproximadamente -8,3% a variação do Índice Bovespa! Em linha com a teoria econômica,

pode-se interpretar que um aumento no preço relativo do Dólar expresso em reais, tudo mais constante, reflete a escassez do mesmo no mercado brasileiro, e pode ser interpretado como uma saída de capitais estrangeiros do mesmo, e que isso afeta de maneira significativamente negativa o mercado bursatil nacional. Isso também reflete a dependência do capital estrangeiro na Bolsa brasileira, que se mostra altamente relacionada com as variações da taxa de câmbio. Não é algo absurdo supor que esta relação tende a aumentar a medida que o percentual de estrangeiros aumente.

Finalmente a análise segue no que tange as variáveis referentes à interação da variação do Índice Bovespa com o S&P500. O coeficiente da variação do S&P500, assim como a variável de interação entre a Dummie do “alto” percentual de estrangeiros e o S&P500 se mostram positivamente relacionados à variação do Índice Bovespa. No que se refere à essas variáveis é importante apontar que a variável “d_LNSP500”, é referente a uma aproximação da variação do índice S&P500, e expressa a “influência” do S&P500 sobre o Ibovespa quando o percentual de estrangeiros na Bolsa é “baixo”(ou inferior a mediana de 33,507%). Analogamente, a “influência” do S&P500 quando o percentual de estrangeiros é “alto”(ou superior à sua mediana) é representado pela soma dos coeficientes das variáveis “d_LNSP500” e “d_LNSP5_DLNPRTX”. Ao apresentarem respectivamente valores de 0,597874 e 0,167341, pode-se falar que, quando o percentual de estrangeiros é inferior a 33,507%, uma variação do S&P500 de 1% reflete uma variação de aproximadamente 0,6% no Índice Bovespa. Em contrapartida, quando o percentual dos estrangeiros é superior à 33,507%, uma variação de 1% no Índice S&P500 reflete uma variação de aproximadamente 0,77% no Índice Bovespa. A partir desse resultado conseguimos achar alguma evidência de que diferentes percentuais de estrangeiros alteram a relação entre as Bolsas e, mais do que isso, que quanto maior a participação dos estrangeiros no mercado bursatil nacional, mais correlacionado é esse mercado com americano.

5.2 Modelo Vetorial Auto-regressivo - VAR:

Este modelo é caracterizado por representar as variáveis estudadas como funções das outras variáveis do modelo, de modo que é possível falar que todas as variáveis em questão podem ser representadas como “endogenamente determinadas”.

Uma das principais motivações para o uso deste tipo de modelo é investigar o efeito de variações exógenas, de cada variável dependente, sobre as demais variáveis ao longo do tempo. Especificamente para este trabalho, o maior interesse é descobrir se existe algum efeito significativo sobre a variação do Ibovespa, dado um choque exógeno sobre o percentual dos estrangeiros. Para tanto, assim como na abordagem pelo MQO, é preciso estimar os parâmetros do modelo.

Apesar de ser considerado um dos mais adequados modelos em muitos contextos macroeconômicos, essa abordagem não deixa de ter falhas. O desafio aqui é que na ausência certas hipóteses restritivas, chamadas de “hipóteses de identificação”, é impossível estimar todos os parâmetros do modelo. Como já citado anteriormente, a observação da realidade permite inferir apenas correlações, e não causalidade. Na realidade, o que é observável é a chamada “forma reduzida” do modelo, e esta representa uma das soluções da “forma estrutural” do mesmo. Dado que a forma estrutural possui mais incógnitas do que equações, se diz que a esta contém um “excesso” de parâmetros (mais precisamente se N é o número de variáveis estudadas temos $N(N-1)$ parâmetros a mais a serem estimados), o que renderia infinitas soluções.

Um artifício muito usado neste caso é o “Método da decomposição de Cholesky” em que, a partir de embasamentos da teoria econômica, adota-se um número suficientemente grande de suposições restritivas, de modo que se possa acabar com esse excesso de parâmetros e, assim, se consiga achar uma única solução para o sistema de equações.

Neste método são adotados dois tipos de restrições. O primeiro é tornar o modelo que antes era de equações simultâneas em um modelo recursivo. Isso significa que a primeira variável não dependerá de nenhuma outra, a segunda será determinada pela

primeira apenas, a terceira será determinada pela segunda e pela primeira, e assim sucessivamente. O segundo tipo de restrições é supor que os choques das variáveis estudadas não são correlacionados contemporaneamente entre si. É uma hipótese bastante forte, e de difícil adequação a realidade, na maioria dos casos. Isso requer que não haja variáveis relevantes omitidas no modelo que afetem contemporaneamente mais de uma das variáveis endógenas.

Tendo isso em mente, fica justificada a necessidade de uma avaliação criteriosa quanto à ordenação das variáveis no desenvolvimento do modelo. Esta deve ser fruto da racionalização da teoria econômica, de modo que se possa desenvolver justificativas plausíveis ao modelo recursivo a ser desenvolvido.

Portanto, é válido definir as variáveis que são exógenas ao modelo, isto é, que não são afetadas e não afetam de forma significativa as outras. Neste sentido, é plausível advogar que a influência do Índice VIX e MSCI afetam e são afetadas pelas outras variáveis de forma ínfima.

O Índice VIX é uma medida de percepção de risco futuro, no universo mundial, assim é possível interpretá-lo como relativamente pouco influente sobre as variações do S&P500, do Ibovespa, da taxa de câmbio PTAX, do EMBI+Brazil e da participação dos estrangeiros. De forma análoga é factível pensar que estas variáveis não são significativamente alteradas por ele.

Assim como o VIX, o MSCI possui um forte caráter generalista, representado pela “cesta” de bolsas mundiais. Por isso, é razoável supor que este não afete, ou seja afetado de forma significativa as outras variáveis e, por isso, foi considerado também como exógeno ao modelo.

A variação do S&P500, entre as variáveis endógenas, gera claramente influências significativas sobre a variação do Ibovespa, do câmbio, da participação dos estrangeiros e, em menor escala, sobre o EMBI+ Brazil. Porém dificilmente pode-se supor que qualquer

dessas variáveis exerça uma influência significativa sobre a primeira. Dito isso, a variação do Índice S&P500 se mostra adequado a ser a primeira da ordenação das variáveis do modelo.

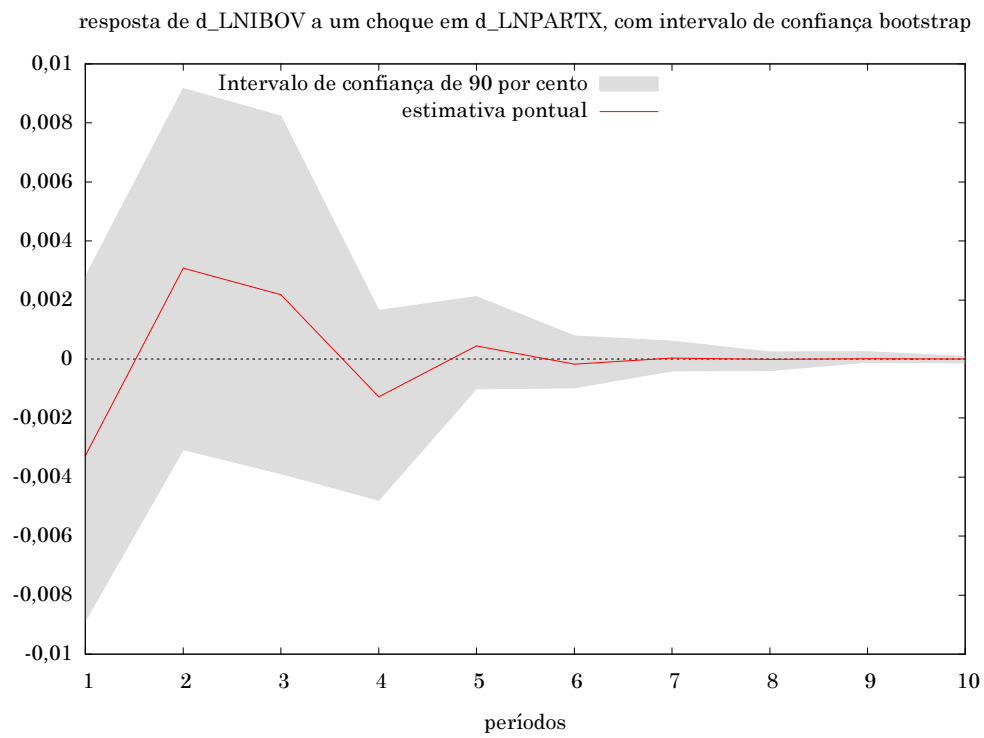
Em seguida pode-se interpretar que a variação do Índice EMBI+ Brazil, além de não afetar a variação do S&P500, exerce influências diretas sobre a variação do câmbio, sobre a variação da participação dos estrangeiros e, finalmente sobre a variação do Ibovespa. Portanto, é adequado que tal variável seja a segunda na ordenação das variáveis do modelo.

Em terceiro na ordenação das variáveis do modelo, segue a variação da taxa de câmbio, que claramente não afeta a variação do S&P500 e talvez em uma suposição *ad hoc* possa vir a não ter uma influência direta sobre o EMBI+ Brazil. Mas claramente exerce um significativo papel quando se analisa a participação dos estrangeiros no mercado brasileiro, assim como na própria variação da Bolsa brasileira.

O modelo recursivo exige que se escolha uma direção entre as duas variáveis remanescentes. Não trivial é essa escolha, porém para mérito deste artigo resta advogar que o percentual dos estrangeiros afeta a variação do Ibovespa, e infelizmente impede que o mesmo ocorra no sentido oposto. Fica claro, que com essas restrições, abre-se mão do caráter de simultaneidade do modelo.

Uma vez desenvolvido o modelo deve-se analisar a função de resposta a impulso(FRI) das variáveis relevantes sobre a variação do Ibovespa. Claramente, é de primordial interesse neste estudo identificar e quantificar a existência das influências geradas a partir dos investidores estrangeiros, por isso, inicialmente é adequada a análise da FRI da variação do Ibovespa, em resposta a um choque exógeno na participação dos estrangeiros.

A partir dos gráficos abaixo pode-se concluir que choques na variação dos estrangeiros na bolsa brasileira não tem efeitos permanentes sobre a variação do Ibovespa, ou mesmo efeitos significativos. (Ver Anexo 3 para maiores informações)



6. Conclusão:

Este artigo examinou se diferentes composições de investidores, discriminados em investidores nacionais e estrangeiros, podem influenciar de maneira determinante a dinâmica da evolução do equilíbrio no mercado acionário brasileiro. Embasado pela extensa gama de trabalhos acadêmicos que focam no mesmo tema, ou semelhantes, foi possível identificar um padrão comum no comportamento de investidores estrangeiros. Nestes artigos, muitas são as evidências de que estes investidores incorrem em diferentes tipos de vieses na alocação de seus portfólios. O mais comum deles é o “home bias”, que representa um desvio/fuga à pura racionalidade econômica quanto à alocação ótima de recursos. Outra característica comum destes investidores é o caráter institucional dos mesmos.

Quanto aos modelos desenvolvidos especificamente para este artigo, foi possível achar alguma evidência de que os investidores estrangeiros no Brasil exercem uma significativa influência sobre o mercado bursátil nacional.

A partir dos resultados obtidos do modelo de MQO, é importante ressaltar fatores que foram determinantes para tal conclusão. Inicialmente, foi observado que a variação do câmbio exerce uma forte influência sobre a variação do Índice Bovespa, isso é expresso, ao nível de significância de 1%, pelo coeficiente mais alto entre todas as variáveis explicativas incluídas no modelo. Disso é possível interpretar que o câmbio representa um custo de oportunidade de se investir no Brasil, e que isso é o fator mais determinante, entre as variáveis disponíveis, para a determinação do equilíbrio de mercado. Além disso, a partir das variáveis explicativas relativas ao mercado norte americano e sua interação com a Dummie para o “alto percentual de estrangeiros”, foi possível achar evidências adicionais que indicam que os investidores estrangeiros exercem influência sobre a variação do Ibovespa. Isto foi possível a partir da análise dos coeficientes da regressão desenvolvida, que além de apresentarem níveis de significância elevados (1%), provam que a “alta” participação dos estrangeiros contribui para aumentar a correlação entre os mercados estudados. Disso pode-se concluir, supondo tudo mais constante, que um aumento na participação dos estrangeiros influencia positivamente a variação do Ibovespa.

A partir dos resultados obtidos do modelo VAR, fracas evidências foram encontradas no que tange as influências dos estrangeiros no mercado brasileiro. Analisando as funções de resposta a impulsos geradas a partir de choques exógenos de variações no câmbio e da variação do percentual dos estrangeiros, ambos sobre a variação do Ibovespa, não foi possível concluir que estes exerçam um papel de influência sobre o mercado bursatil nacional.

7. Bibliografia

Brennan, M. J., and H. H. Cao, 1997, "International portfolio investment flows", *Journal of Finance*, 52, pp. 1851-1880

Choe, H., B. C. Kho, and R. M. Stulz, 1999. "Do foreign investors destabilize stock markets? The Korean experience in 1997", *Journal of Financial Economics*, 54, pp. 227-264.

Choe, H., B. C. Kho, and R. M. Stulz, 2001. "Do domestic investors have more valuable information about individual stocks than foreign investors?" Working Papers, 8073, National Bureau of Economic Research.

Choe, H., B. C. Kho, and R. M. Stulz, 2005. "Do domestic investors have an edge? The trading experience of foreign investors in Korea", *Review of Financial Studies*, 18, pp.795-829.

Dvorák, T., 2005. "Do domestic investors have an information advantage? Evidence from Indonesia", *Journal of Finance*, 60, pp. 817-839

Froot, K., P. O'Connell, and M Seasholes, 2001. "The portfolio flows of international investors", *Journal of Financial Economics*, 59, pp. 151-193

Grinblatt, M., and M. Keloharju, 2000. "The investment behavior and performance of various investor types: A study of Finland's unique data set", *Journal of Financial Economics*, 55, pp. 43-67.

Hau, H., 2001. "Location matters: An examination of trading profits", *Journal of Finance*, 56, pp. 1951-1983

Kang, J.-K., and R. M. Stulz, R. M., 1997. "Why is there a home bias? An analysis of foreign portfolio equity ownership in Japan", *Journal of Financial Economics*, 46, pp. 2-28.

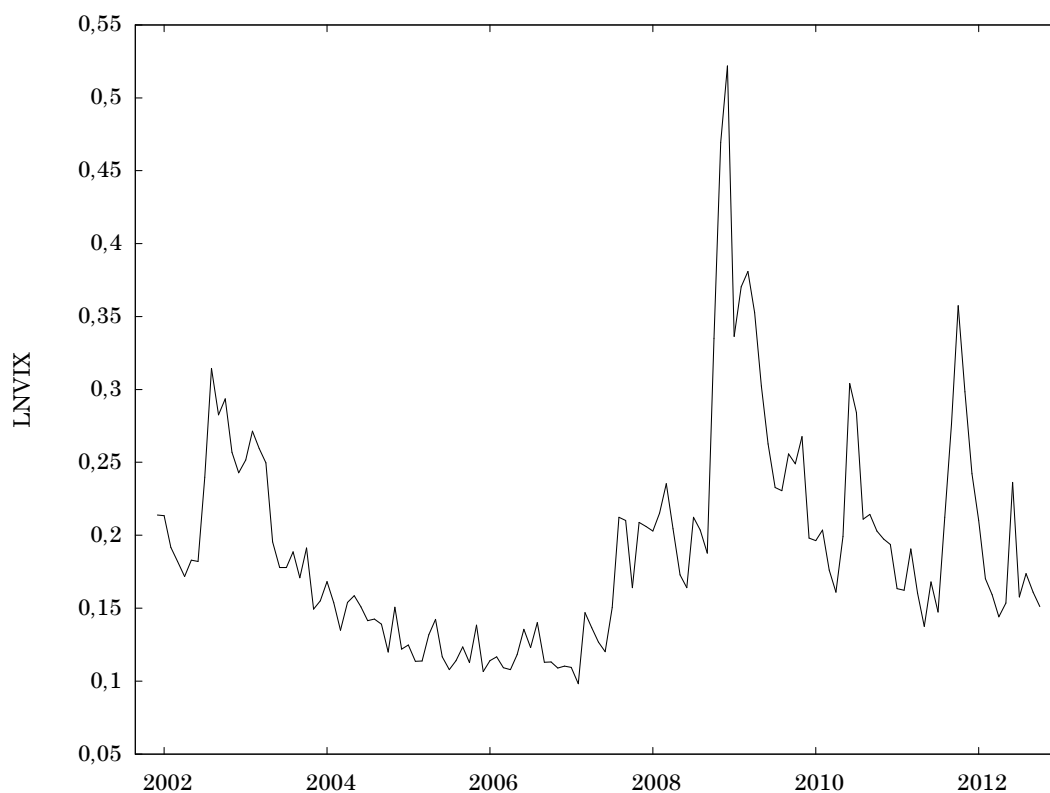
Anexos:**Anexo1: Testes Dickey Fuller:**

1.1 Teste Aumentado de Dickey-Fuller para VIX
incluindo 6 defasagens de $(1-L)VIX$ (o máximo foi 12)
dimensão de amostragem 124
hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste sem constante
modelo: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$
coeficiente de 1ª ordem para e: -0,005
diferenças defasadas: $F(6, 117) = 2,028 [0,0672]$
valor estimado de $(a - 1)$: -0,0171205
estatística de teste: $\tau_{nc}(1) = -0,847555$
p-valor assintótico 0,349

teste com constante
modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$
coeficiente de 1ª ordem para e: 0,019
valor estimado de $(a - 1)$: -0,171822
estatística de teste: $\tau_c(1) = -3,56318$
p-valor assintótico 0,006536

com constante e tendência
modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)y(-1) + \dots + e$
coeficiente de 1ª ordem para e: 0,019
valor estimado de $(a - 1)$: -0,177999
estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -3,60913$
p-valor assintótico 0,02899



lnVIX index: Bloomberg L.P.

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para LNVIX
 incluindo 6 defasagens de $(1-L)LNVIX$ (o máximo foi 12)
 dimensão de amostragem 124
 hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste sem constante

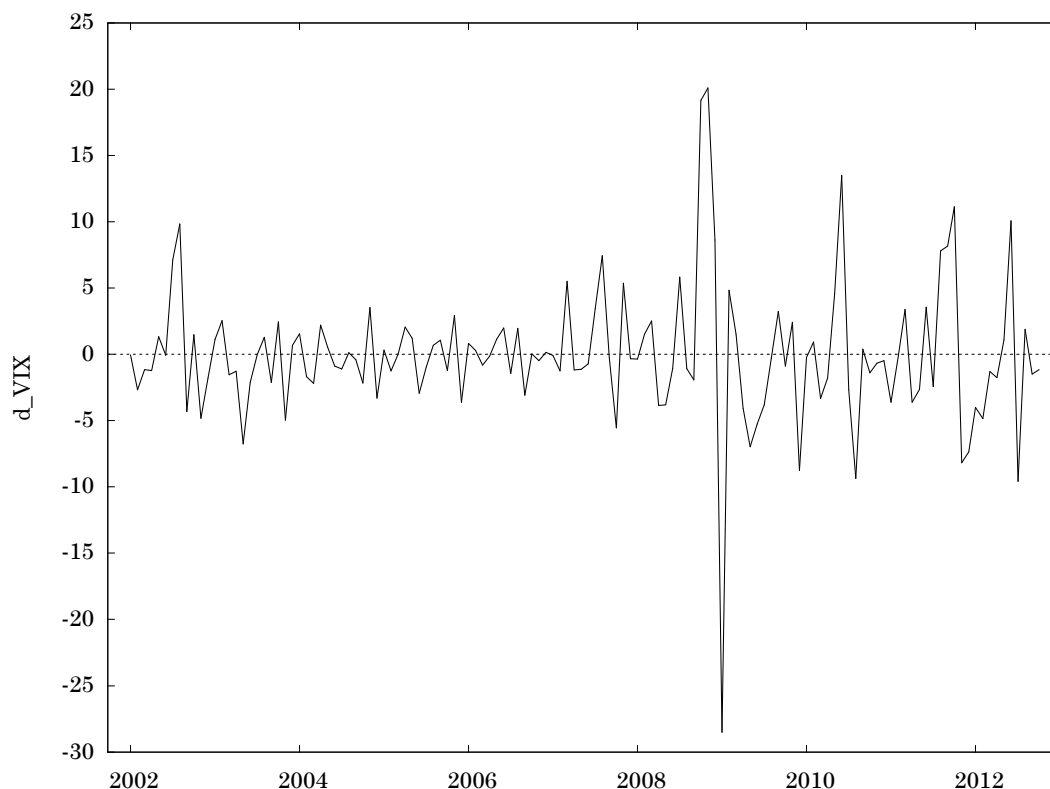
modelo: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,004
 diferenças defasadas: $F(6, 117) = 1,912 [0,0844]$
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,0128616
 estatística de teste: $\tau_{nc}(1) = -0,7495$
 p-valor assintótico 0,392

teste com constante

modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + e$
 coeficiente de 1ª ordem para e: 0,124
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,137489
 estatística de teste: $\tau_c(1) = -3,06315$
 p-valor 0,03191

com constante e tendência

modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1t + (a-1)y(-1) + \dots + e$
 coeficiente de 1ª ordem para e: 0,016
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,163534
 estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -3,44125$
 p-valor assintótico 0,04603



Teste Aumentado de Dickey-Fuller para d_VIX
 incluindo 12 defasagens de $(1-L)d_VIX$ (o máximo foi 12)
 dimensão de amostragem 117
 hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste sem constante

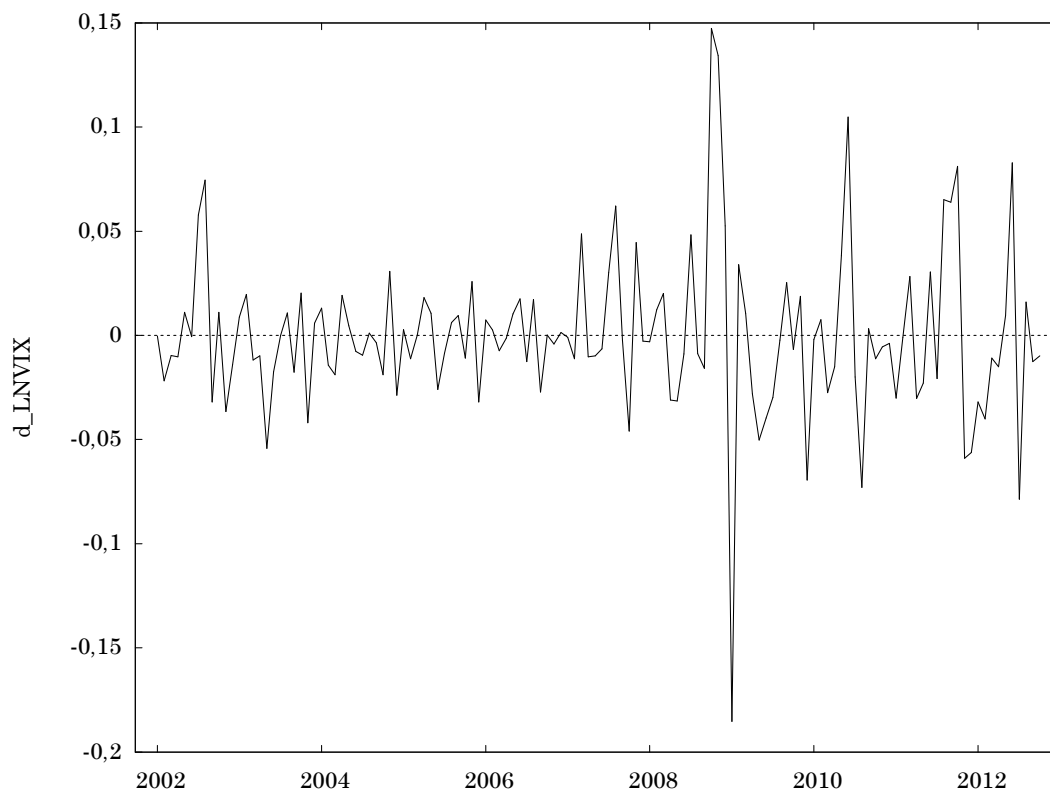
modelo: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$
 coeficiente de 1ª ordem para e : -0,008
 diferenças defasadas: $F(12, 104) = 1,512 [0,1315]$
 valor estimado de $(a - 1)$: -2,30127
 estatística de teste: $\tau_{nc}(1) = -4,38698$
 p-valor assintótico 1,251e-005

teste com constante

modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$
 coeficiente de 1ª ordem para e : -0,008
 diferenças defasadas: $F(12, 103) = 1,505 [0,1343]$
 valor estimado de $(a - 1)$: -2,30477
 estatística de teste: $\tau_c(1) = -4,37401$
 p-valor assintótico 0,0003247

com constante e tendência

modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)y(-1) + \dots + e$
 coeficiente de 1ª ordem para e : -0,009
 diferenças defasadas: $F(12, 102) = 1,499 [0,1366]$
 valor estimado de $(a - 1)$: -2,32082
 estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -4,36436$
 p-valor assintótico 0,002436



Teste Aumentado de Dickey-Fuller para d_LNVIX
 incluindo 12 defasagens de $(1-L)d_LNVIX$ (o máximo foi 12)
 dimensão de amostragem 117
 hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste sem constante

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

coeficiente de 1ª ordem para e: -0,007

diferenças defasadas: $F(12, 104) = 1,432 [0,1631]$

valor estimado de $(a - 1)$: -2,2693

estatística de teste: $\tau_{nc}(1) = -4,3895$

p-valor assintótico $1,237e-005$

teste com constante

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

coeficiente de 1ª ordem para e: -0,007

diferenças defasadas: $F(12, 103) = 1,427 [0,1656]$

valor estimado de $(a - 1)$: -2,27335

estatística de teste: $\tau_c(1) = -4,37787$

p-valor assintótico $0,0003196$

com constante e tendência

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

coeficiente de 1ª ordem para e: -0,008

diferenças defasadas: $F(12, 102) = 1,426 [0,1664]$

valor estimado de $(a - 1)$: -2,29489

estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -4,37357$

p-valor assintótico $0,002354$

1.2 Teste Aumentado de Dickey-Fuller para EMBI

incluindo 12 defasagens de $(1-L)EMBI$ (o máximo foi 12)
 dimensão de amostragem 118
 hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste sem constante

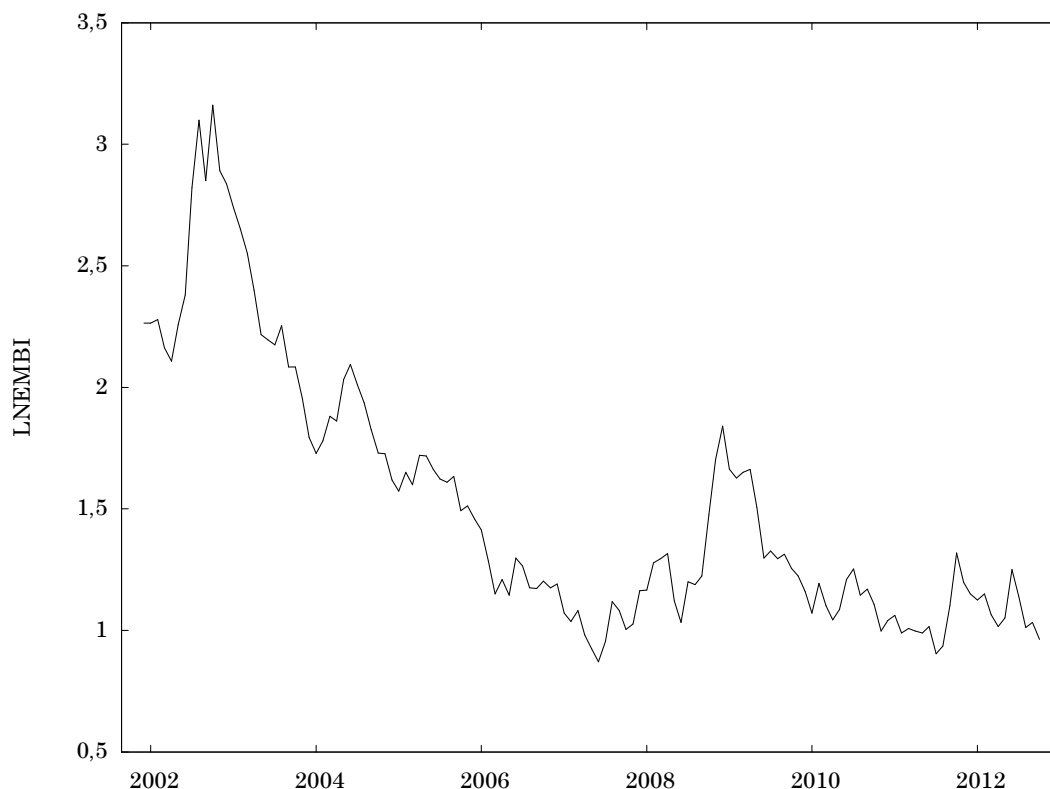
modelo: $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + \dots + e$
 coeficiente de 1ª ordem para e: 0,035
 diferenças defasadas: $F(12, 105) = 3,272 [0,0005]$
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,0431104
 estatística de teste: $\tau_{nc}(1) = -3,68759$
 p-valor assintótico 0,0001

teste com constante

modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
 coeficiente de 1ª ordem para e: 0,010
 diferenças defasadas: $F(12, 104) = 2,638 [0,0040]$
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,0929715
 estatística de teste: $\tau_c(1) = -4,82028$
 p-valor assintótico 4,692e-005

com constante e tendência

modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
 coeficiente de 1ª ordem para e: 0,001
 diferenças defasadas: $F(12, 103) = 2,549 [0,0055]$
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,116703
 estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -4,72493$
 p-valor assintótico 0,0005924



Teste Aumentado de Dickey-Fuller para LNEMBI
 incluindo 6 defasagens de $(1-L)LNEMBI$ (o máximo foi 12)
 dimensão de amostragem 124

hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste sem constante

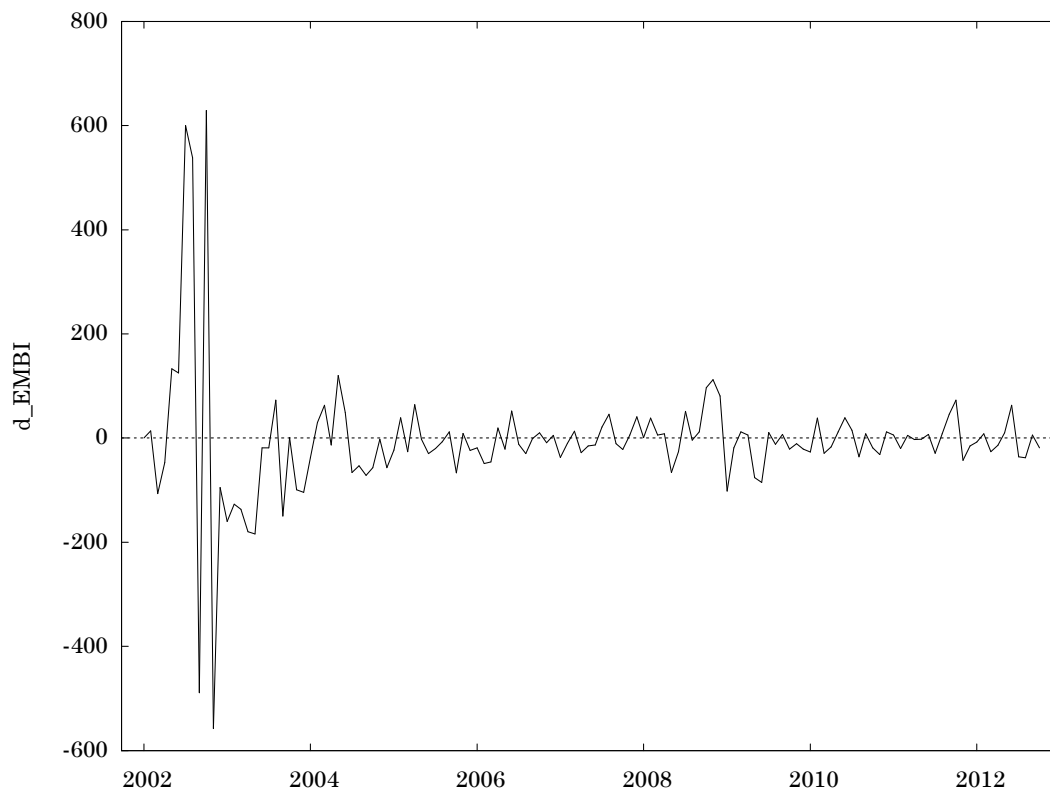
modelo: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,050
 diferenças defasadas: $F(6, 117) = 1,133 [0,3474]$
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,0104693
 estatística de teste: $\tau_{nc}(1) = -1,62338$
 p-valor assintótico 0,0987

teste com constante

modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,053
 diferenças defasadas: $F(6, 116) = 1,104 [0,3641]$
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,0305574
 estatística de teste: $\tau_c(1) = -1,53546$
 p-valor assintótico 0,5157

com constante e tendência

modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)y(-1) + \dots + e$
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,045
 diferenças defasadas: $F(6, 115) = 1,145 [0,3409]$
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,068104
 estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -1,91773$
 p-valor assintótico 0,6451



Teste Aumentado de Dickey-Fuller para d_EMBI
 incluindo 11 defasagens de $(1-L)d_EMBI$ (o máximo foi 12)
 dimensão de amostragem 118
 hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste sem constante

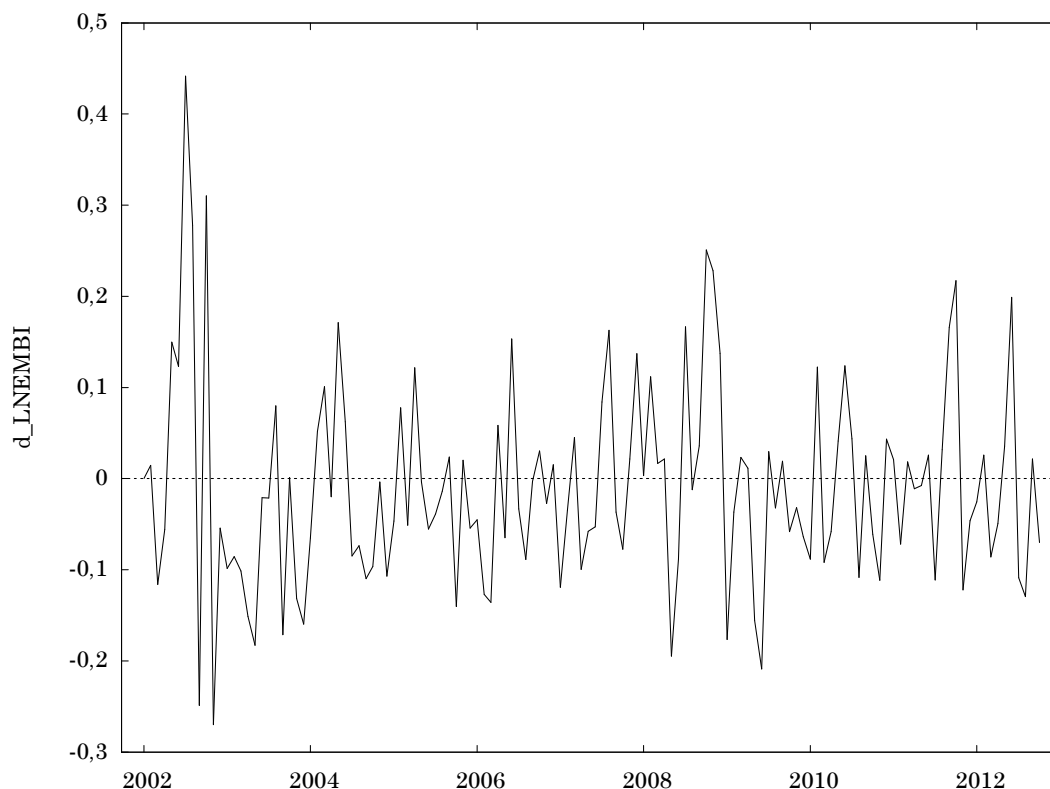
modelo: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$
 coeficiente de 1ª ordem para e: 0,036
 diferenças defasadas: $F(11, 106) = 3,386 [0,0005]$
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,454291
 estatística de teste: $\tau_{nc}(1) = -2,73813$
 p-valor assintótico 0,006003

teste com constante

modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$
 coeficiente de 1ª ordem para e: 0,039
 diferenças defasadas: $F(11, 105) = 3,247 [0,0008]$
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,544696
 estatística de teste: $\tau_c(1) = -2,97676$
 p-valor assintótico 0,03713

com constante e tendência

modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)y(-1) + \dots + e$
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,041
 diferenças defasadas: $F(12, 102) = 2,605 [0,0046]$
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,835498
 estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -3,60898$
 p-valor assintótico 0,029



Teste Aumentado de Dickey-Fuller para d_LNEMBI
 incluindo 5 defasagens de $(1-L)d_LNEMBI$ (o máximo foi 12)
 dimensão de amostragem 124
 hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste sem constante

modelo: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,038
 diferenças defasadas: $F(5, 118) = 1,034 [0,4009]$
 valor estimado de $(a - 1)$: -1,04007
 estatística de teste: $\tau_{nc}(1) = -5,30804$
 p-valor assintótico 1,658e-007

teste com constante

modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,046
 diferenças defasadas: $F(5, 117) = 1,109 [0,3592]$
 valor estimado de $(a - 1)$: -1,08195
 estatística de teste: $\tau_c(1) = -5,44297$
 p-valor assintótico 2,323e-006

com constante e tendência

modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)y(-1) + \dots + e$
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,050
 diferenças defasadas: $F(5, 116) = 1,119 [0,3541]$
 valor estimado de $(a - 1)$: -1,09026
 estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -5,4534$
 p-valor assintótico 2,11e-005

1.3 Teste Aumentado de Dickey-Fuller para PTAX

incluindo 7 defasagens de $(1-L)PTAX$ (o máximo foi 12)
 dimensão de amostragem 123
 hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste sem constante

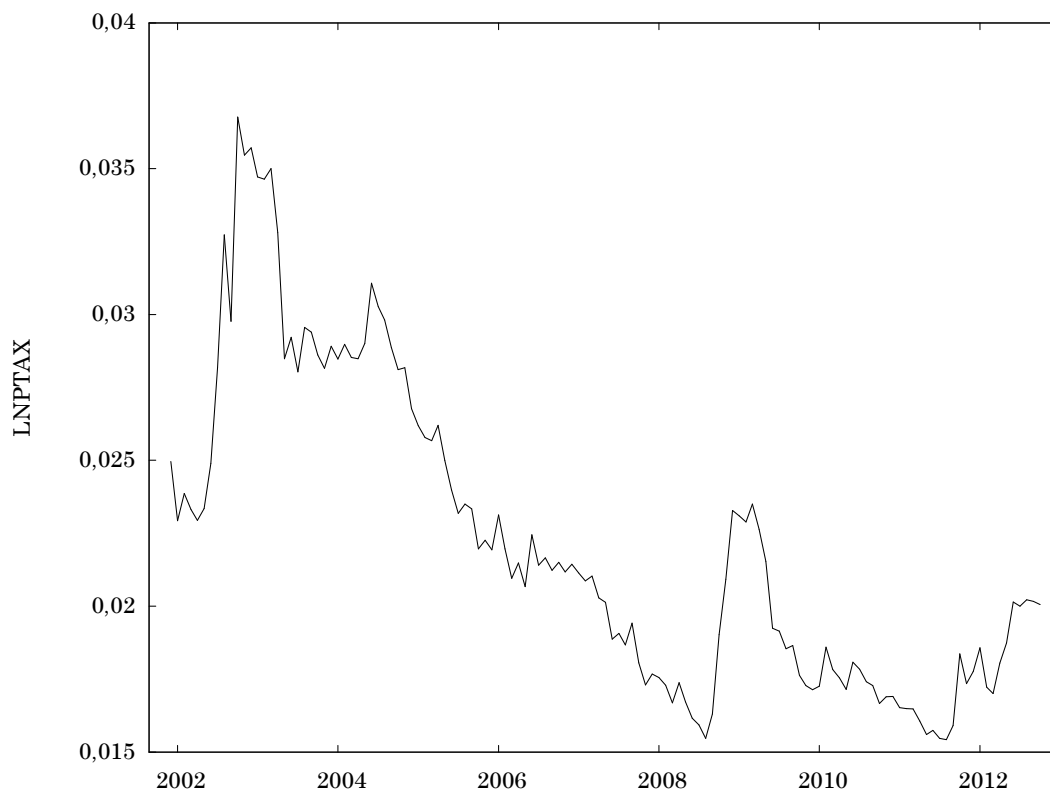
modelo: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,071
 diferenças defasadas: $F(7, 115) = 3,818 [0,0009]$
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,00493434
 estatística de teste: $\tau_{nc}(1) = -1,07002$
 p-valor assintótico 0,2579

teste com constante

modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,072
 diferenças defasadas: $F(7, 114) = 3,719 [0,0012]$
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,0266121
 estatística de teste: $\tau_c(1) = -1,29944$
 p-valor assintótico 0,6322

com constante e tendência

modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)y(-1) + \dots + e$
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,045
 diferenças defasadas: $F(7, 113) = 3,850 [0,0009]$
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,103387
 estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -2,13821$
 p-valor assintótico 0,5238

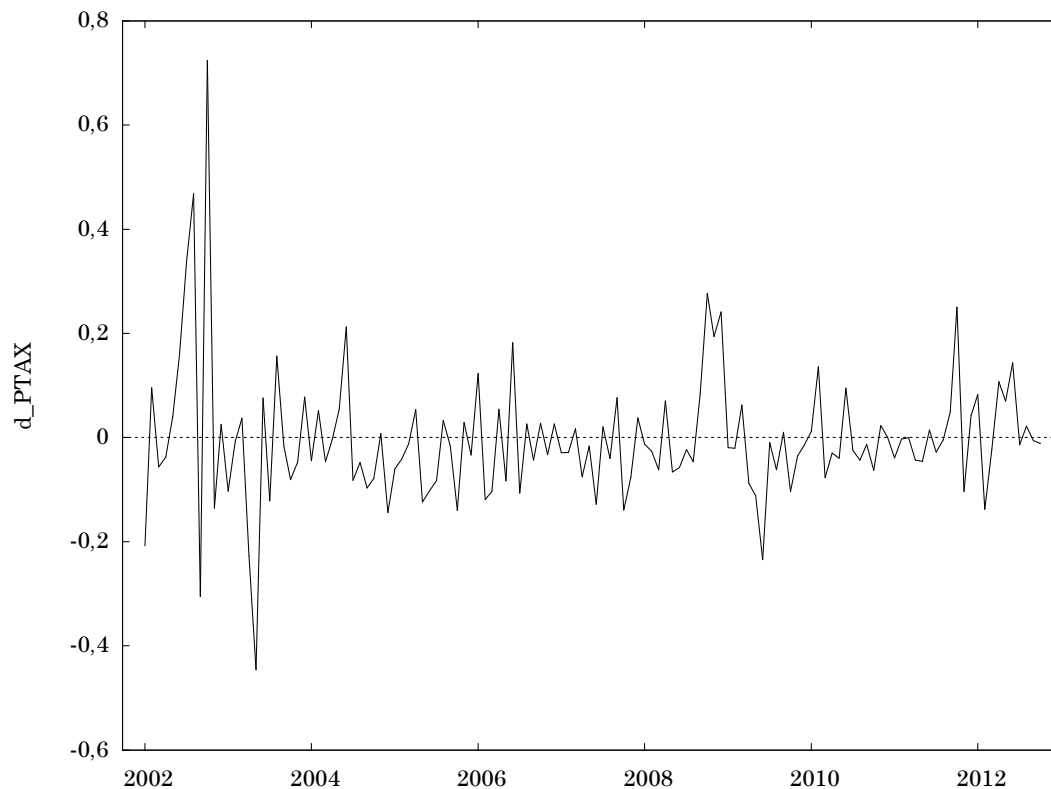


Teste Aumentado de Dickey-Fuller para LNPTAX
 incluindo 7 defasagens de $(1-L)LNPTAX$ (o máximo foi 12)
 dimensão de amostragem 123
 hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste sem constante
 modelo: $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + \dots + e$
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,070
 diferenças defasadas: $F(7, 115) = 3,770 [0,0010]$
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,00485811
 estatística de teste: $\tau_{nc}(1) = -1,0681$
 p-valor assintótico 0,2587

teste com constante
 modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,071
 diferenças defasadas: $F(7, 114) = 3,672 [0,0013]$
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,0265772
 estatística de teste: $\tau_c(1) = -1,30053$
 p-valor assintótico 0,6317

com constante e tendência
 modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,045
 diferenças defasadas: $F(7, 113) = 3,806 [0,0010]$
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,103237
 estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -2,13663$
 p-valor assintótico 0,5247

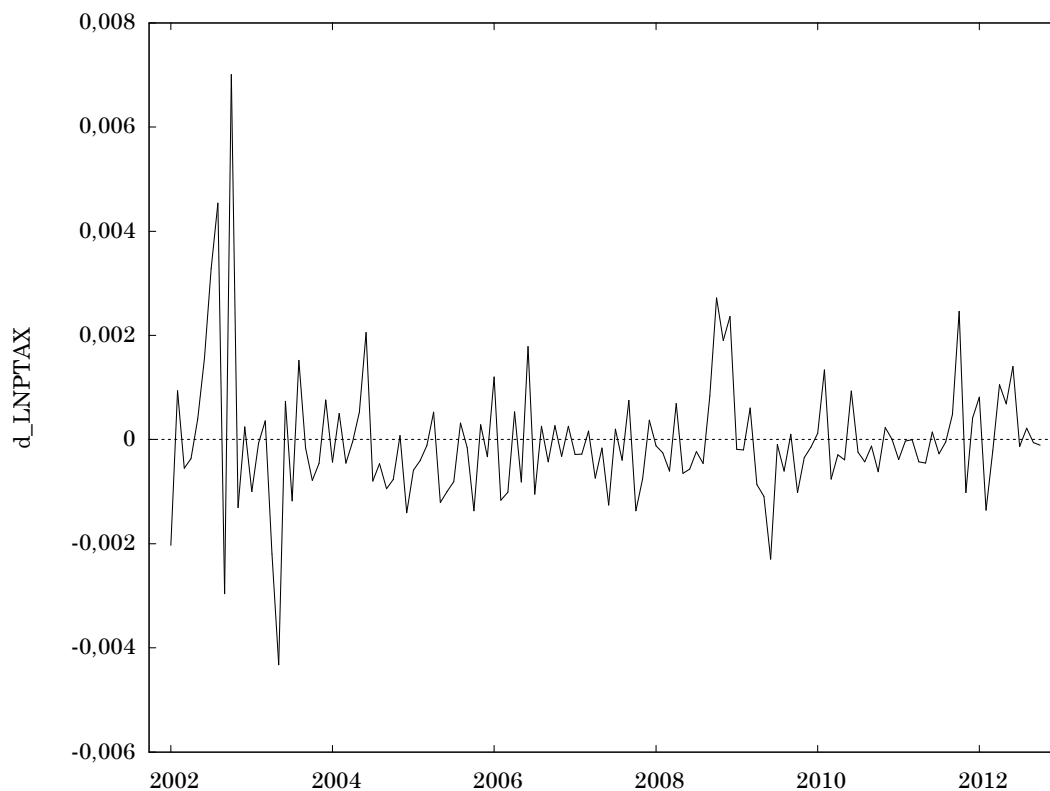


Teste Aumentado de Dickey-Fuller para d_PTAX
 incluindo 6 defasagens de $(1-L)d_PTAX$ (o máximo foi 12)
 dimensão de amostragem 123
 hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste sem constante
 modelo: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,063
 diferenças defasadas: $F(6, 116) = 4,206 [0,0007]$
 valor estimado de $(a - 1)$: -1,1032
 estatística de teste: $\tau_{nc}(1) = -5,81226$
 p-valor assintótico 1,254e-008

teste com constante
 modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,069
 diferenças defasadas: $F(6, 115) = 4,223 [0,0007]$
 valor estimado de $(a - 1)$: -1,11379
 estatística de teste: $\tau_c(1) = -5,84455$
 p-valor assintótico 2,808e-007

com constante e tendência
 modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)y(-1) + \dots + e$
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,072
 diferenças defasadas: $F(6, 114) = 4,178 [0,0008]$
 valor estimado de $(a - 1)$: -1,11024
 estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -5,80064$
 p-valor assintótico 3,474e-006



Teste Aumentado de Dickey-Fuller para d_LNPTAX
 incluindo 6 defasagens de $(1-L)d_LNPTAX$ (o máximo foi 12)
 dimensão de amostragem 123
 hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste sem constante

modelo: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,062
 diferenças defasadas: $F(6, 116) = 4,160 [0,0008]$
 valor estimado de $(a - 1)$: -1,10144
 estatística de teste: $\tau_{nc}(1) = -5,80188$
 p-valor assintótico 1,324e-008

teste com constante

modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,068
 diferenças defasadas: $F(6, 115) = 4,178 [0,0008]$
 valor estimado de $(a - 1)$: -1,1121
 estatística de teste: $\tau_c(1) = -5,83444$
 p-valor assintótico 2,967e-007

com constante e tendência

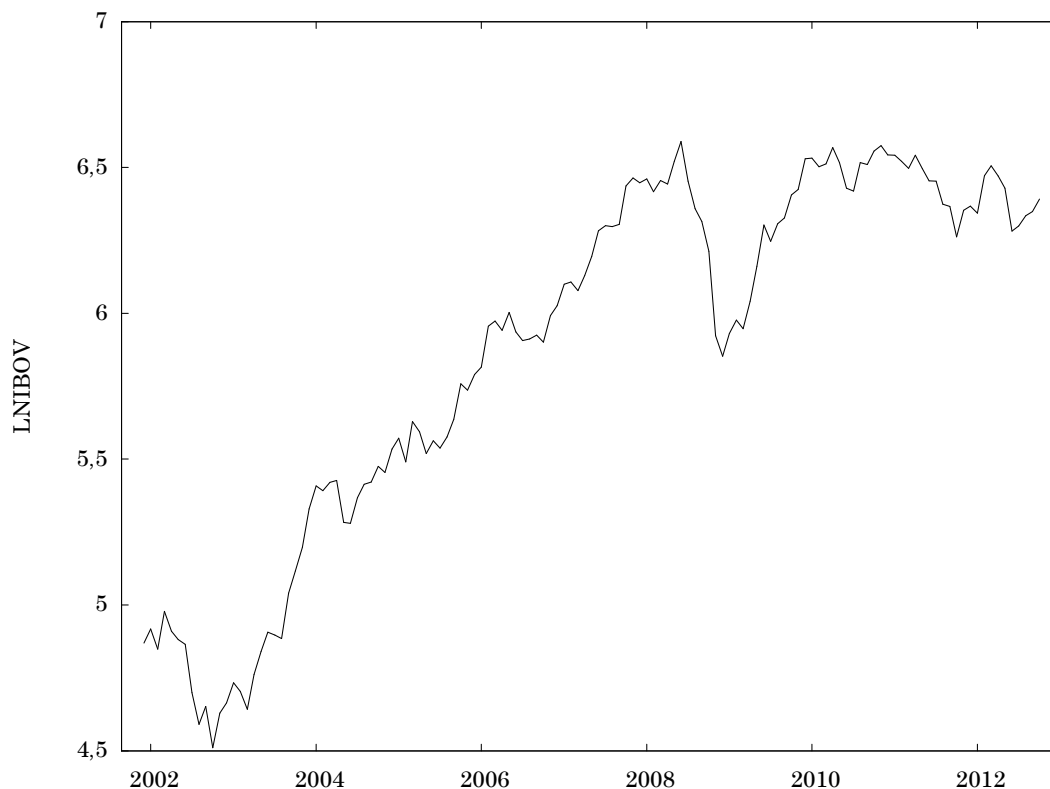
modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)y(-1) + \dots + e$
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,072
 diferenças defasadas: $F(6, 114) = 4,132 [0,0009]$
 valor estimado de $(a - 1)$: -1,10856
 estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -5,7908$
 p-valor assintótico 3,663e-006

1.4 Aumentado de Dickey-Fuller para IBOV
 incluindo 9 defasagens de $(1-L)IBOV$ (o máximo foi 12)
 dimensão de amostragem 121
 hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste sem constante
 modelo: $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + \dots + e$
 coeficiente de 1ª ordem para e: 0,007
 diferenças defasadas: $F(9, 111) = 1,589 [0,1271]$
 valor estimado de $(a - 1)$: 0,00368677
 estatística de teste: $\tau_{nc}(1) = 0,579058$
 p-valor assintótico 0,8415

teste com constante
 modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
 coeficiente de 1ª ordem para e: 0,006
 diferenças defasadas: $F(9, 110) = 1,549 [0,1398]$
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,0212214
 estatística de teste: $\tau_c(1) = -1,43313$
 p-valor assintótico 0,5676

com constante e tendência
 modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
 coeficiente de 1ª ordem para e: 0,017
 diferenças defasadas: $F(8, 111) = 1,949 [0,0596]$
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,117802
 estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -2,74391$
 p-valor assintótico 0,2187



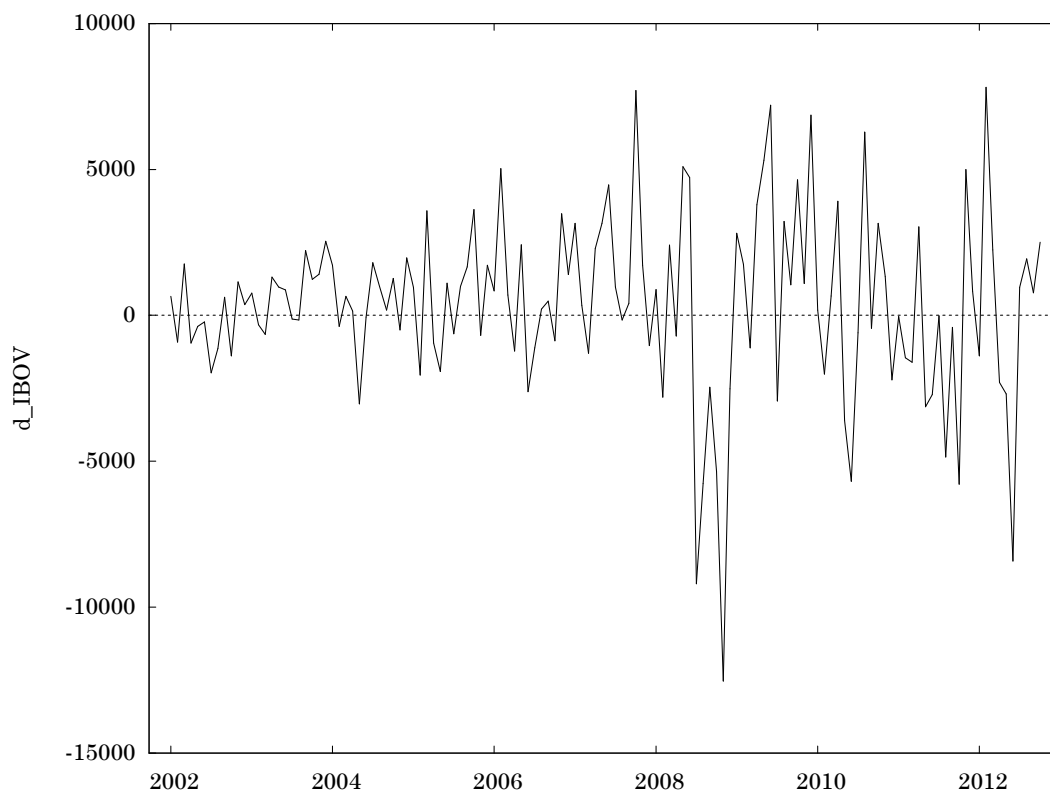
Teste de Dickey-Fuller para LNIBOV

dimensão de amostragem 130
hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste sem constante
modelo: $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + e$
coeficiente de 1ª ordem para e: 0,133
valor estimado de $(a - 1)$: 0,0018124
estatística de teste: $\tau_{nc}(1) = 1,66207$
p-valor 0,9763

teste com constante
modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + e$
coeficiente de 1ª ordem para e: 0,131
valor estimado de $(a - 1)$: -0,0145998
estatística de teste: $\tau_c(1) = -1,40623$
p-valor 0,5775

com constante e tendência
modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
coeficiente de 1ª ordem para e: 0,017
diferenças defasadas: $F(3, 121) = 2,387 [0,0723]$
valor estimado de $(a - 1)$: -0,0493409
estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -1,90423$
p-valor assintótico 0,6522



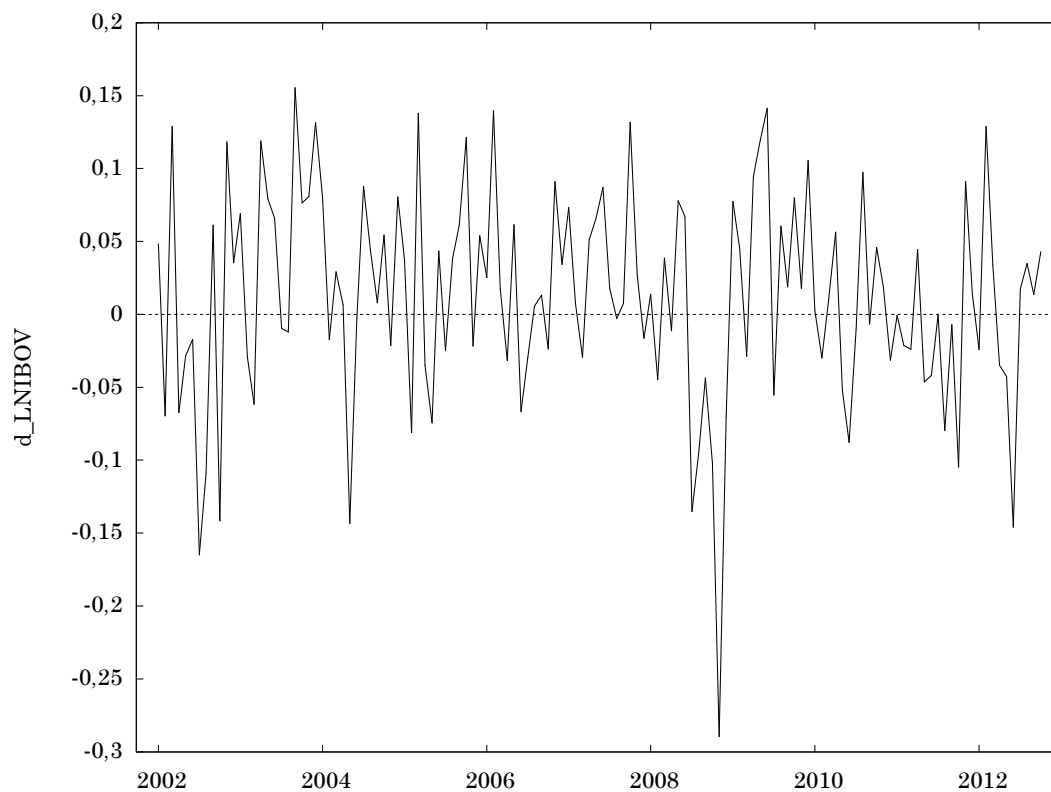
Teste Aumentado de Dickey-Fuller para d_IBOV
incluindo 12 defasagens de $(1-L)d_IBOV$ (o máximo foi 12)
dimensão de amostragem 117
hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste sem constante

modelo: $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + \dots + e$
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,006
 diferenças defasadas: $F(12, 104) = 1,209 [0,2867]$
 valor estimado de $(a - 1)$: -1,07287
 estatística de teste: $\tau_{nc}(1) = -3,81794$
 p-valor assintótico 0,000135

teste com constante
 modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,013
 diferenças defasadas: $F(12, 103) = 1,345 [0,2052]$
 valor estimado de $(a - 1)$: -1,26472
 estatística de teste: $\tau_c(1) = -4,18976$
 p-valor assintótico 0,0006819

com constante e tendência
 modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,016
 diferenças defasadas: $F(12, 102) = 1,383 [0,1859]$
 valor estimado de $(a - 1)$: -1,33418
 estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -4,31589$
 p-valor assintótico 0,002911



Teste de Dickey-Fuller para d_LNIBOV
 dimensão de amostragem 129
 hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste sem constante
 modelo: $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + e$
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,005
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,848414

estatística de teste: tau_nc(1) = -9,71439
p-valor 3,544e-042

teste com constante
modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$
coeficiente de 1ª ordem para e: 0,005
diferenças defasadas: $F(12, 103) = 0,747 [0,7028]$
valor estimado de $(a - 1)$: -1,04223
estatística de teste: tau_c(1) = -3,69358
p-valor assintótico 0,004225

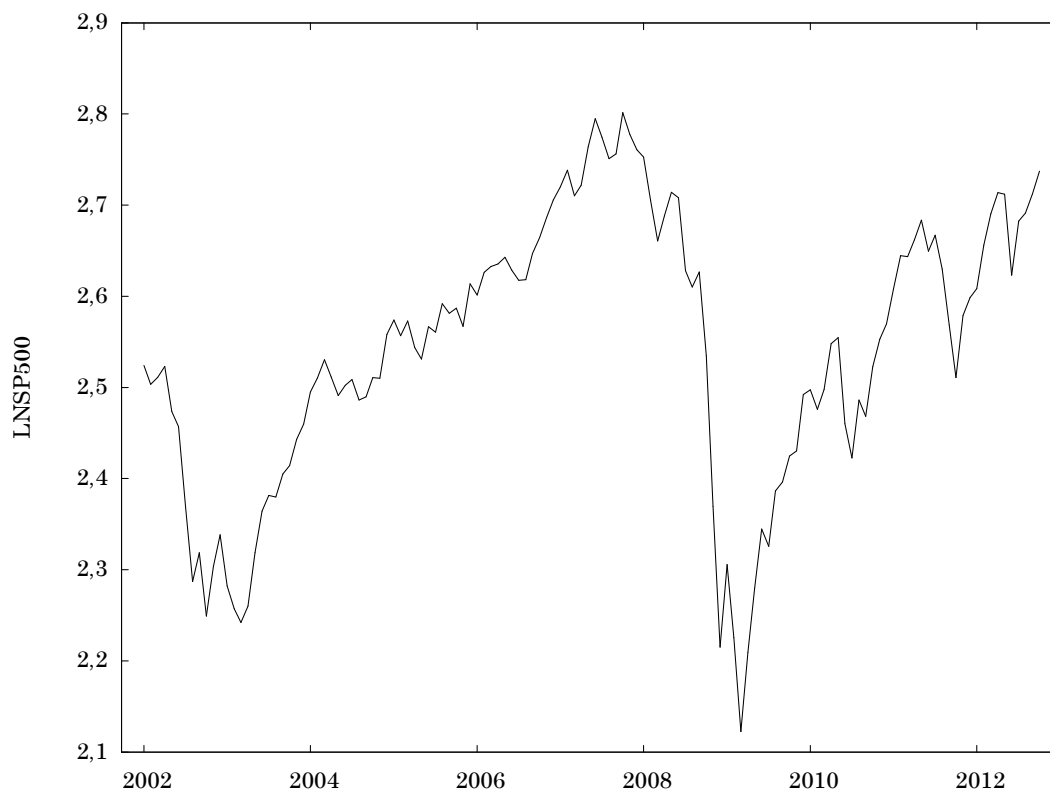
com constante e tendência
modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)y(-1) + \dots + e$
coeficiente de 1ª ordem para e: -0,005
diferenças defasadas: $F(12, 102) = 0,865 [0,5841]$
valor estimado de $(a - 1)$: -1,31081
estatística de teste: tau_ct(1) = -4,23001
p-valor assintótico 0,003966

1.5 Teste Aumentado de Dickey-Fuller para SP500
incluindo 6 defasagens de $(1-L)SP500$ (o máximo foi 12)
dimensão de amostragem 124
hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste sem constante
modelo: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$
coeficiente de 1ª ordem para e: -0,001
diferenças defasadas: $F(6, 117) = 2,099 [0,0584]$
valor estimado de $(a - 1)$: 0,00123832
estatística de teste: tau_nc(1) = 0,320921
p-valor assintótico 0,7783

teste com constante
modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$
coeficiente de 1ª ordem para e: -0,024
diferenças defasadas: $F(3, 122) = 3,229 [0,0249]$
valor estimado de $(a - 1)$: -0,0460697
estatística de teste: tau_c(1) = -1,8277
p-valor assintótico 0,3674

com constante e tendência
modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)y(-1) + \dots + e$
coeficiente de 1ª ordem para e: -0,003
diferenças defasadas: $F(4, 119) = 3,161 [0,0165]$
valor estimado de $(a - 1)$: -0,0666644
estatística de teste: tau_ct(1) = -2,44501
p-valor assintótico 0,356



Teste Aumentado de Dickey-Fuller para LN5P500
 incluindo 6 defasagens de $(1-L)LN5P500$ (o máximo foi 12)
 dimensão de amostragem 123
 hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste sem constante

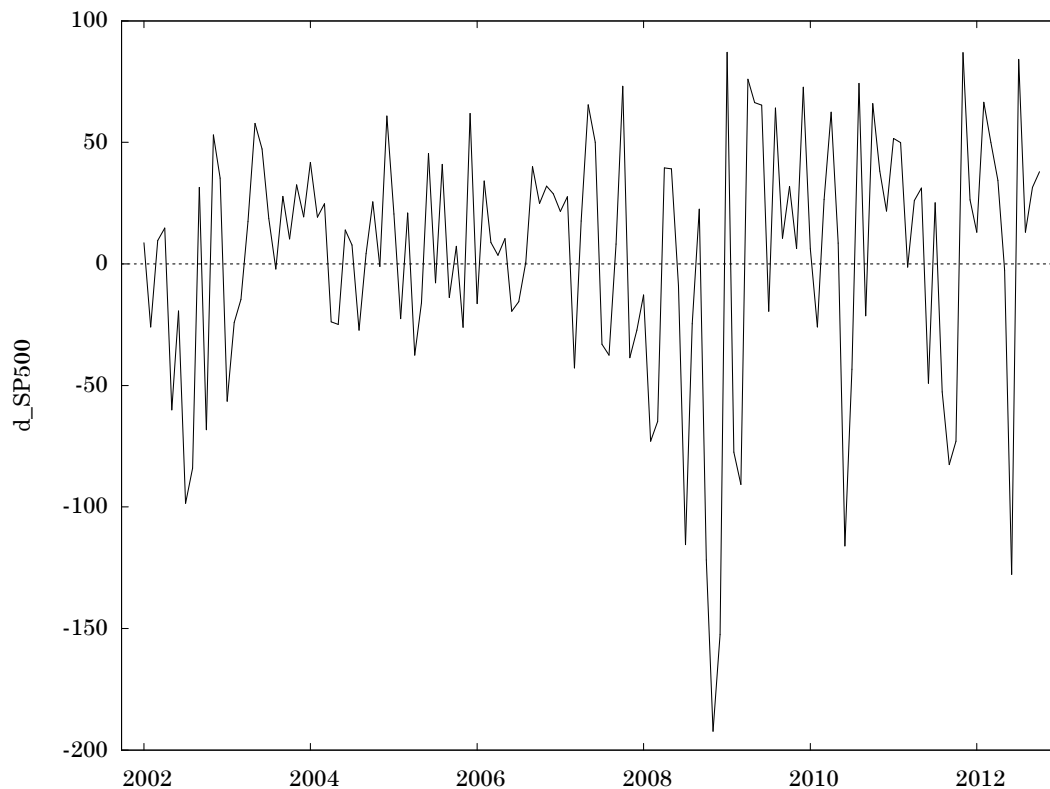
modelo: $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + \dots + e$
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,029
 diferenças defasadas: $F(6, 116) = 2,244 [0,0438]$
 valor estimado de $(a - 1)$: 0,000920885
 estatística de teste: $\tau_{nc}(1) = 0,610005$
 p-valor assintótico 0,8482

teste com constante

modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,024
 diferenças defasadas: $F(3, 121) = 3,330 [0,0219]$
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,0532623
 estatística de teste: $\tau_c(1) = -2,01062$
 p-valor assintótico 0,2824

com constante e tendência

modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,024
 diferenças defasadas: $F(3, 120) = 3,404 [0,0200]$
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,0658261
 estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -2,33718$
 p-valor assintótico 0,4131



Teste Aumentado de Dickey-Fuller para d_SP500
 incluindo 12 defasagens de $(1-L)d_SP500$ (o máximo foi 12)
 dimensão de amostragem 117
 hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste sem constante

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

coeficiente de 1ª ordem para e : 0,009

diferenças defasadas: $F(12, 104) = 1,479 [0,1437]$

valor estimado de $(a - 1)$: -0,878484

estatística de teste: $\tau_{nc}(1) = -3,39076$

p-valor assintótico 0,0006838

teste com constante

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

coeficiente de 1ª ordem para e : 0,007

diferenças defasadas: $F(12, 103) = 1,480 [0,1438]$

valor estimado de $(a - 1)$: -0,911451

estatística de teste: $\tau_c(1) = -3,48052$

p-valor assintótico 0,00853

com constante e tendência

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

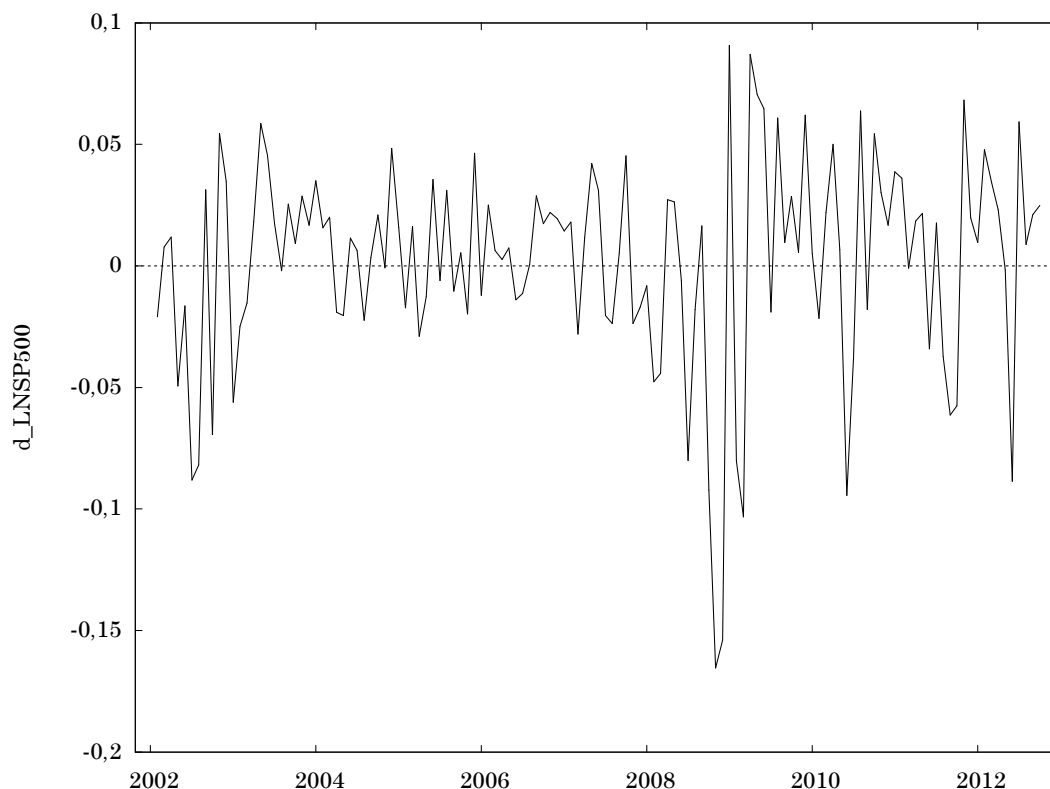
coeficiente de 1ª ordem para e : 0,007

diferenças defasadas: $F(12, 102) = 1,462 [0,1509]$

valor estimado de $(a - 1)$: -0,912095

estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -3,46489$

p-valor assintótico 0,04322



Teste Aumentado de Dickey-Fuller para $d_LNSP500$
 incluindo 12 defasagens de $(1-L)d_LNSP500$ (o máximo foi 12)
 dimensão de amostragem 116
 hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste sem constante

modelo: $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + \dots + e$
 coeficiente de 1ª ordem para e: 0,002
 diferenças defasadas: $F(12, 103) = 1,354 [0,2004]$
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,949313
 estatística de teste: $\tau_{nc}(1) = -3,54533$
 p-valor assintótico 0,0003868

teste com constante

modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
 coeficiente de 1ª ordem para e: 0,000
 diferenças defasadas: $F(12, 102) = 1,359 [0,1983]$
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,987
 estatística de teste: $\tau_c(1) = -3,64248$
 p-valor assintótico 0,005026

com constante e tendência

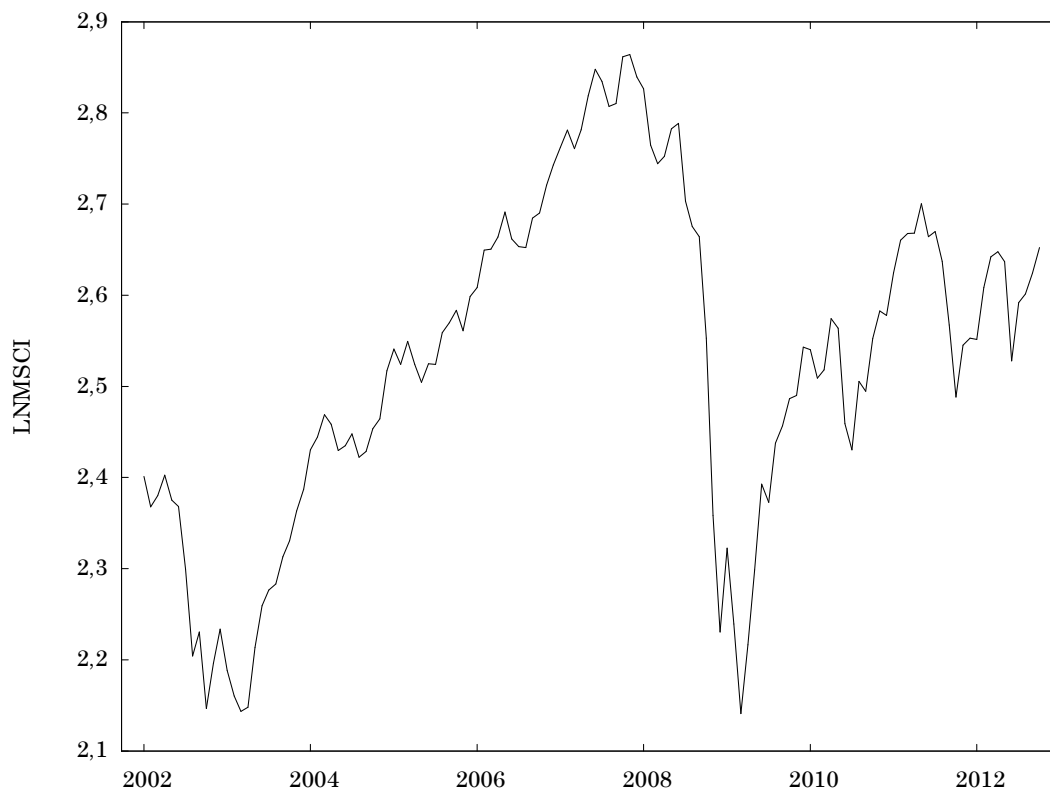
modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,000
 diferenças defasadas: $F(12, 101) = 1,340 [0,2082]$
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,990246
 estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -3,63416$
 p-valor assintótico 0,02698

1.6 Teste Aumentado de Dickey-Fuller para MSCI
 incluindo 1 defasagem de $(1-L)MSCI$ (o máximo foi 12)
 dimensão de amostragem 129
 hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste sem constante
 modelo: $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + \dots + e$
 coeficiente de 1ª ordem para e: 0,017
 valor estimado de $(a - 1)$: 0,000249827
 estatística de teste: $\tau_{nc}(1) = 0,0631024$
 p-valor assintótico 0,7029

teste com constante
 modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,019
 diferenças defasadas: $F(3, 122) = 4,383 [0,0058]$
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,0412679
 estatística de teste: $\tau_c(1) = -1,95169$
 p-valor assintótico 0,3087

com constante e tendência
 modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,022
 diferenças defasadas: $F(3, 121) = 4,539 [0,0047]$
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,0499033
 estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -2,13045$
 p-valor assintótico 0,5281



Teste Aumentado de Dickey-Fuller para LNMSCI
 incluindo 6 defasagens de $(1-L)LNMSCI$ (o máximo foi 12)
 dimensão de amostragem 123

hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste sem constante

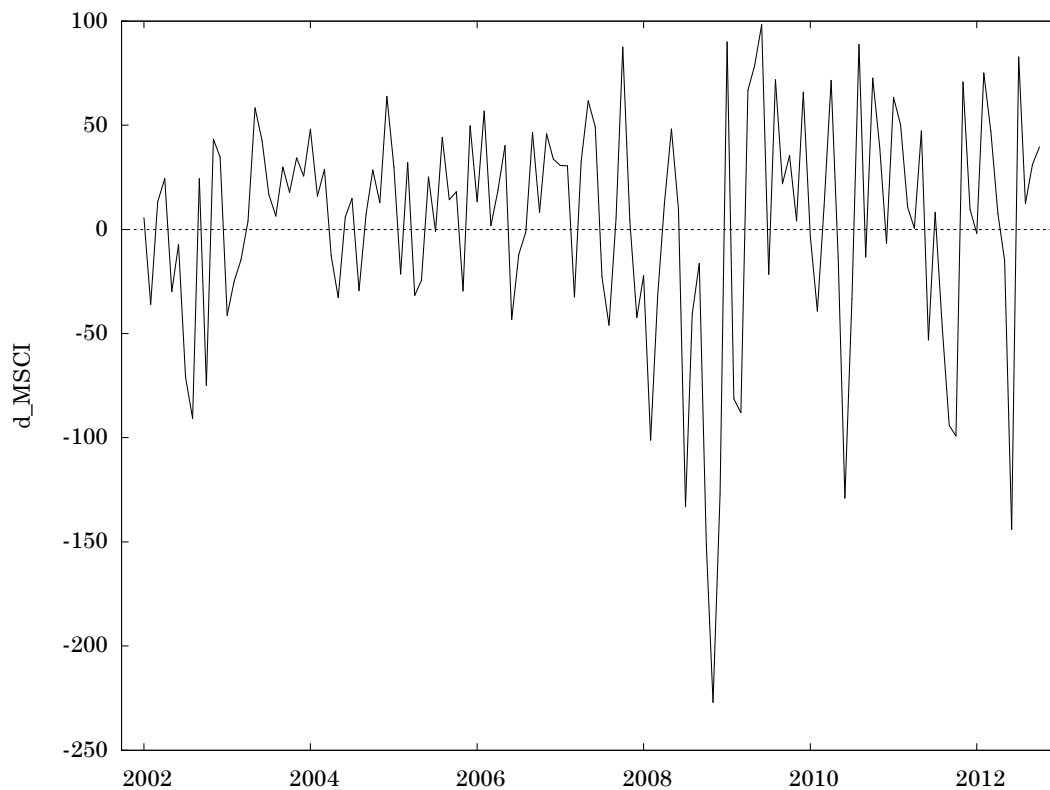
modelo: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,030
 diferenças defasadas: $F(6, 116) = 2,390 [0,0326]$
 valor estimado de $(a - 1)$: 0,000763577
 estatística de teste: $\tau_{nc}(1) = 0,473418$
 p-valor assintótico 0,8171

teste com constante

modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,018
 diferenças defasadas: $F(3, 121) = 4,069 [0,0086]$
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,0448193
 estatística de teste: $\tau_c(1) = -2,00491$
 p-valor assintótico 0,2849

com constante e tendência

modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)y(-1) + \dots + e$
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,021
 diferenças defasadas: $F(3, 120) = 4,281 [0,0066]$
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,0566569
 estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -2,26136$
 p-valor assintótico 0,4547



Teste Aumentado de Dickey-Fuller para d_MSCI
 incluindo 12 defasagens de $(1-L)d_MSCI$ (o máximo foi 12)
 dimensão de amostragem 117
 hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste sem constante

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

coeficiente de 1ª ordem para e: 0,016

diferenças defasadas: $F(12, 104) = 0,959 [0,4924]$

valor estimado de $(a - 1)$: -0,881858

estatística de teste: $\tau_{nc}(1) = -3,51171$

p-valor assintótico 0,0004386

teste com constante

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

coeficiente de 1ª ordem para e: 0,014

diferenças defasadas: $F(12, 103) = 0,965 [0,4867]$

valor estimado de $(a - 1)$: -0,909108

estatística de teste: $\tau_c(1) = -3,57901$

p-valor assintótico 0,006206

com constante e tendência

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

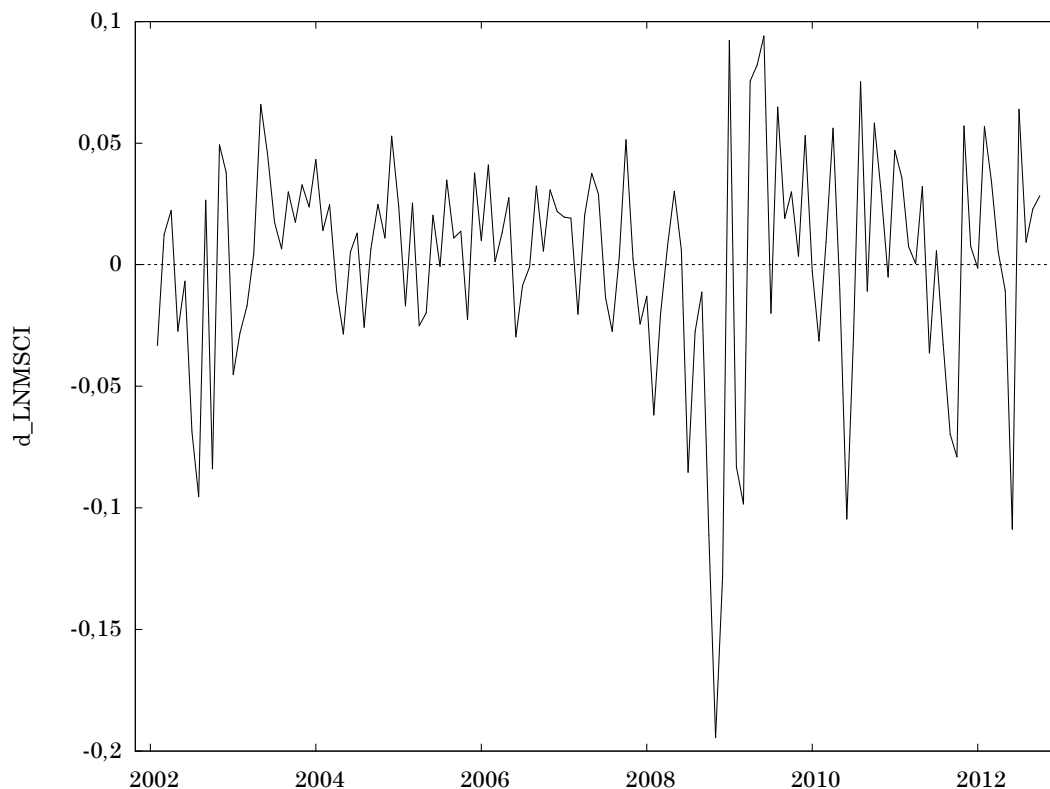
coeficiente de 1ª ordem para e: 0,013

diferenças defasadas: $F(12, 102) = 0,955 [0,4961]$

valor estimado de $(a - 1)$: -0,936346

estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -3,61955$

p-valor assintótico 0,02813



Teste Aumentado de Dickey-Fuller para d_LNMSCI
 incluindo 12 defasagens de $(1-L)d_LNMSCI$ (o máximo foi 12)
 dimensão de amostragem 116
 hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste sem constante

modelo: $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + \dots + e$
 coeficiente de 1ª ordem para e: 0,010
 diferenças defasadas: $F(12, 103) = 1,068 [0,3944]$
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,950335
 estatística de teste: $\tau_{nc}(1) = -3,66004$
 p-valor assintótico 0,0001

teste com constante
 modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
 coeficiente de 1ª ordem para e: 0,008
 diferenças defasadas: $F(12, 102) = 1,084 [0,3819]$
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,988903
 estatística de teste: $\tau_c(1) = -3,75685$
 p-valor assintótico 0,003399

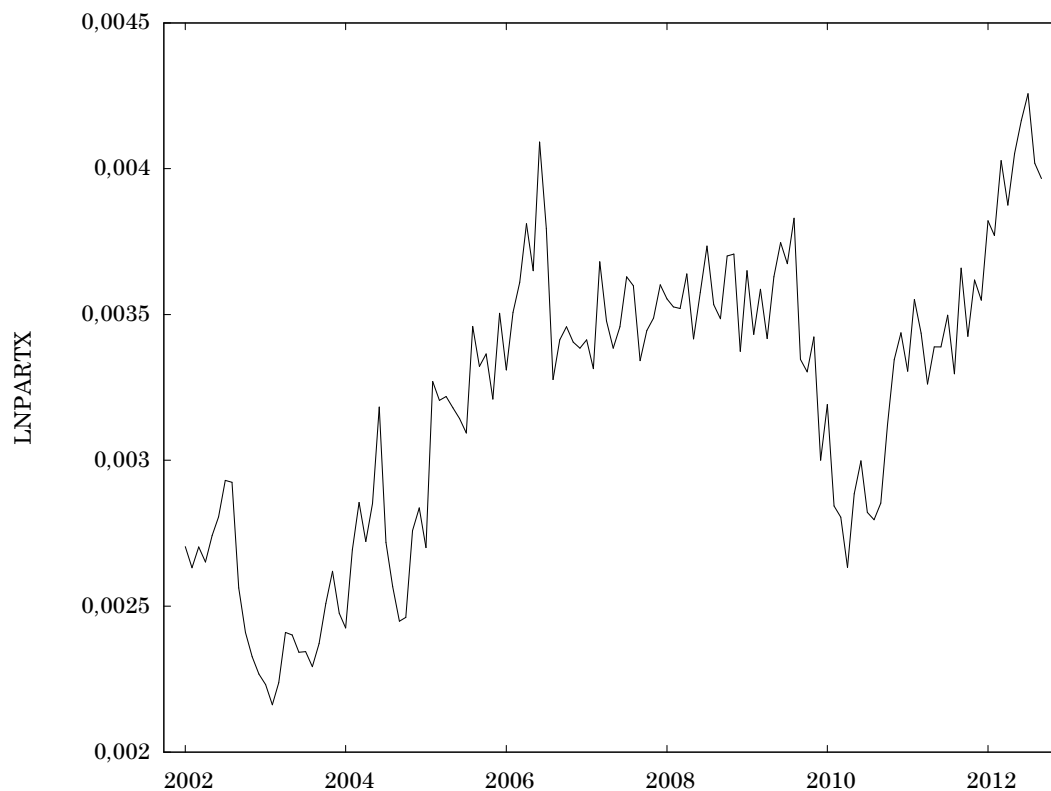
com constante e tendência
 modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
 coeficiente de 1ª ordem para e: 0,005
 diferenças defasadas: $F(12, 101) = 1,080 [0,3847]$
 valor estimado de $(a - 1)$: -1,03061
 estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -3,83822$
 p-valor assintótico 0,01463

1.7 Teste Aumentado de Dickey-Fuller para PARTX
 incluindo 1 defasagem de $(1-L)PARTX$ (o máximo foi 12)
 dimensão de amostragem 127
 hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste sem constante
 modelo: $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + \dots + e$
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,020
 valor estimado de $(a - 1)$: 0,00301931
 estatística de teste: $\tau_{nc}(1) = 0,591503$
 p-valor assintótico 0,8442

teste com constante
 modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,012
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,0506029
 estatística de teste: $\tau_c(1) = -1,48392$
 p-valor assintótico 0,542

com constante e tendência
 modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,006
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,109496
 estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -2,31683$
 p-valor assintótico 0,4242

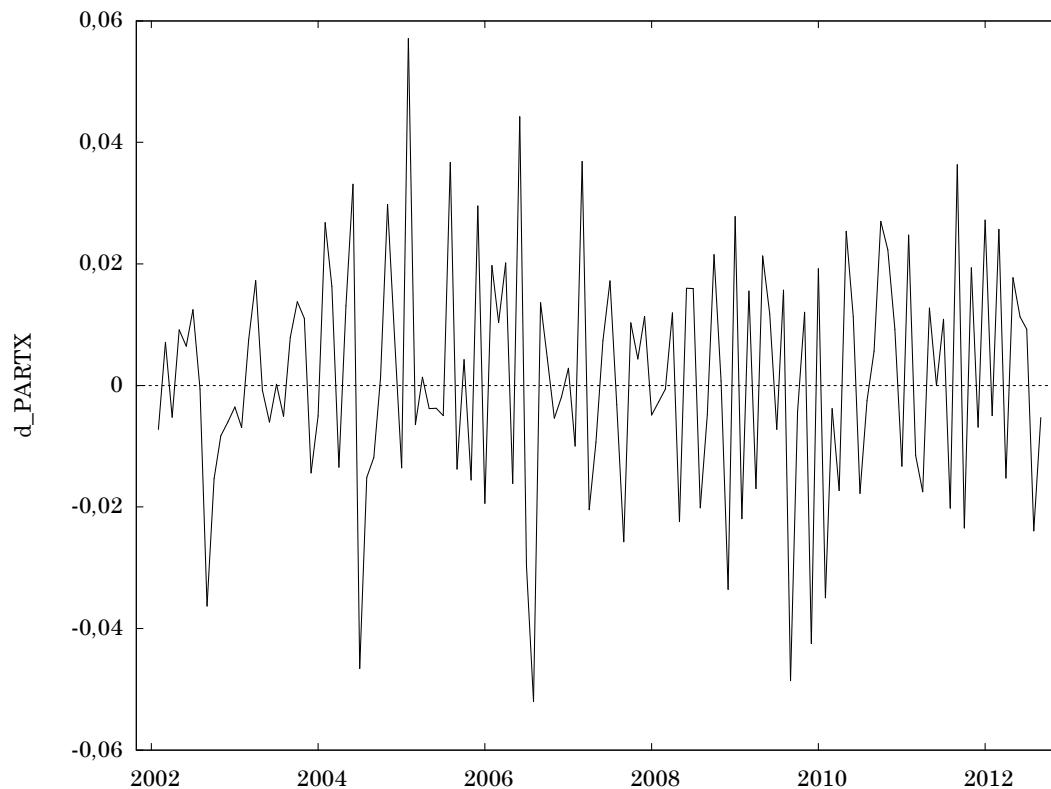


Teste Aumentado de Dickey-Fuller para LNPARTX
 incluindo 1 defasagem de $(1-L)LNPARTX$ (o máximo foi 12)
 dimensão de amostragem 127
 hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste sem constante
 modelo: $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + \dots + e$
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,020
 valor estimado de $(a - 1)$: 0,00301548
 estatística de teste: $\tau_{nc}(1) = 0,591698$
 p-valor assintótico 0,8442

teste com constante
 modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,012
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,0506004
 estatística de teste: $\tau_c(1) = -1,48408$
 p-valor assintótico 0,5419

com constante e tendência
 modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,006
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,10948
 estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -2,31683$
 p-valor assintótico 0,4242

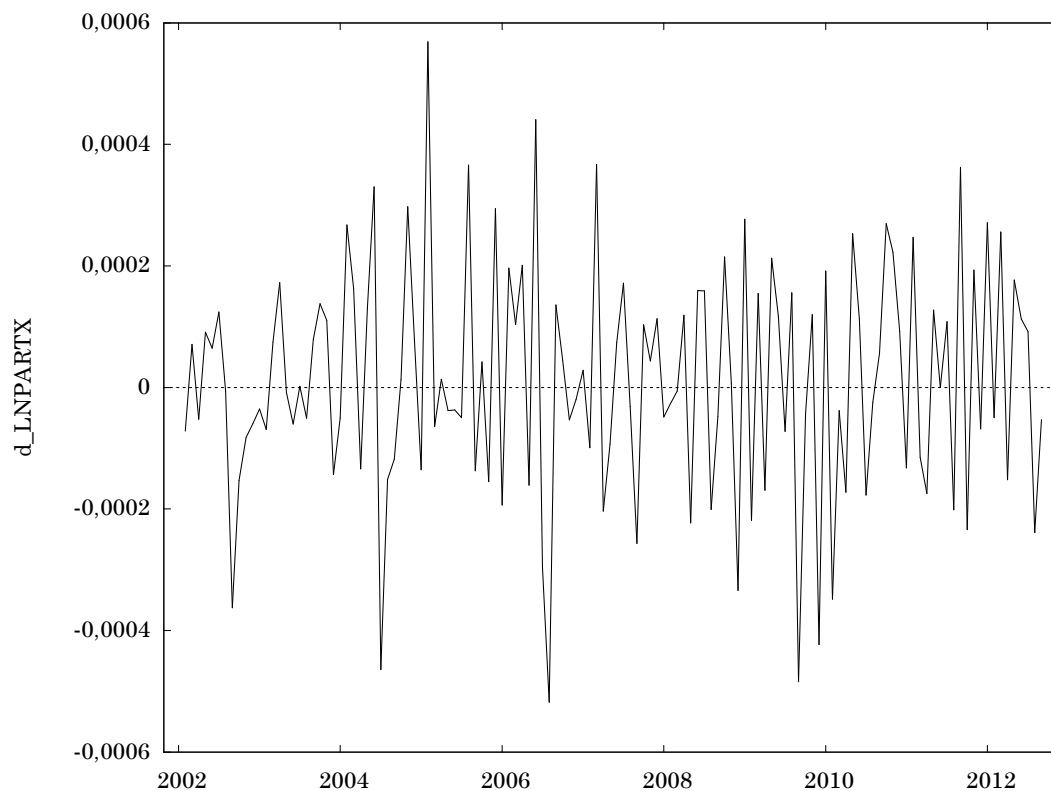


Teste de Dickey-Fuller para d_PARTX
 dimensão de amostragem 127
 hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste sem constante
 modelo: $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + e$
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,018
 valor estimado de $(a - 1)$: -1,28807
 estatística de teste: $\tau_{nc}(1) = -15,1027$
 p-valor 0

teste com constante
 modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + e$
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,020
 valor estimado de $(a - 1)$: -1,29184
 estatística de teste: $\tau_c(1) = -15,1055$
 p-valor 3,172e-020

com constante e tendência
 modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + e$
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,020
 valor estimado de $(a - 1)$: -1,29228
 estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -15,0492$
 p-valor 4,686e-019



Teste de Dickey-Fuller para d_LNPARTX
 dimensão de amostragem 127
 hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste sem constante
 modelo: $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + e$
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,018
 valor estimado de $(a - 1)$: -1,28793
 estatística de teste: $\tau_{nc}(1) = -15,1005$
 p-valor 0

teste com constante
 modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + e$
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,020
 valor estimado de $(a - 1)$: -1,2917
 estatística de teste: $\tau_c(1) = -15,1032$
 p-valor $3,177e-020$

com constante e tendência
 modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + e$
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,020
 valor estimado de $(a - 1)$: -1,29215
 estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -15,047$
 p-valor $4,691e-019$

Anexo 2: Teste de Cointegração

Passo 1: teste para uma raiz unitária em LNPARTX

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para LNPARTX
 incluindo 12 defasagens de (1-L)LNPARTX
 dimensão de amostragem 116
 hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste sem constante
 modelo: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$
 coeficiente de 1ª ordem para e: 0,001
 diferenças defasadas: $F(12, 103) = 1,684 [0,0809]$
 valor estimado de $(a - 1)$: 0,00655998
 estatística de teste: $\tau_{nc}(1) = 1,13954$
 p-valor assintótico 0,9348

Passo 2: teste para uma raiz unitária em LNIBOV

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para LNIBOV
 incluindo 12 defasagens de (1-L)LNIBOV
 dimensão de amostragem 116
 hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste sem constante
 modelo: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,002
 diferenças defasadas: $F(12, 103) = 0,800 [0,6500]$
 valor estimado de $(a - 1)$: 0,00175453
 estatística de teste: $\tau_{nc}(1) = 1,38312$
 p-valor assintótico 0,9588

Passo 3: teste para uma raiz unitária em LNEMBI

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para LNEMBI
 incluindo 12 defasagens de (1-L)LNEMBI
 dimensão de amostragem 116
 hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste sem constante
 modelo: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$
 coeficiente de 1ª ordem para e: 0,006
 diferenças defasadas: $F(12, 103) = 1,104 [0,3648]$
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,0169046
 estatística de teste: $\tau_{nc}(1) = -2,54752$
 p-valor assintótico 0,01051

Passo 4: teste para uma raiz unitária em LNPTAX

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para LNPTAX
 incluindo 12 defasagens de (1-L)LNPTAX
 dimensão de amostragem 116
 hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste sem constante
 modelo: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,030
 diferenças defasadas: $F(12, 103) = 1,723 [0,0723]$
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,0077232
 estatística de teste: $\tau_{nc}(1) = -1,92524$
 p-valor assintótico 0,05181

Passo 5: teste para uma raiz unitária em LN500

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para LN500
 incluindo 12 defasagens de (1-L)LN500
 dimensão de amostragem 116

hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste sem constante
 modelo: $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + \dots + e$
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,008
 diferenças defasadas: $F(12, 103) = 1,408 [0,1740]$
 valor estimado de $(a - 1)$: 0,00103664
 estatística de teste: $\tau_{nc}(1) = 0,666885$
 p-valor assintótico 0,86

Passo 6: teste para uma raiz unitária em LNMSCI

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para LNMSCI
 incluindo 12 defasagens de $(1-L)$ LNMSCI
 dimensão de amostragem 116
 hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste sem constante
 modelo: $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + \dots + e$
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,010
 diferenças defasadas: $F(12, 103) = 1,439 [0,1604]$
 valor estimado de $(a - 1)$: 0,000971942
 estatística de teste: $\tau_{nc}(1) = 0,585652$
 p-valor assintótico 0,8429

Passo 7: regressão de cointegração

Regressão de cointegração -
 MQO, usando as observações 2002:01-2012:09 (T = 129)
 Variável dependente: LNPARTX

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor
LNIBOV	0,000367600	7,86761e-05	4,672	7,63e-06 ***
LNEMBI	7,50117e-06	0,000129665	0,05785	0,9540
LNPTAX	-0,0183542	0,0124754	-1,471	0,1438
LN5P500	0,000574217	0,000758332	0,7572	0,4504
LNMSCI	-6,31773e-06	0,000770204	-0,008203	0,9935
Média var. dependente	0,003207	D.P. var. dependente		0,000496
Soma resíd. quadrados	0,000014	E.P. da regressão		0,000335
R-quadrado	0,989776	R-quadrado ajustado		0,989447
Log da verossimilhança	851,8291	Critério de Akaike		-1693,658
Critério de Schwarz	-1679,359	Critério Hannan-Quinn		-1687,848
rô	0,813902	Durbin-Watson		0,380201

Passo 8: teste para uma raiz unitária em uhat

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para uhat
 incluindo 12 defasagens de $(1-L)$ uhat
 dimensão de amostragem 116
 hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

modelo: $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + \dots + e$
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,000
 diferenças defasadas: $F(12, 103) = 1,301 [0,2293]$
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,25846
 estatística de teste: $\tau_{nc}(6) = -2,90261$
 p-valor assintótico 0,6348

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.

Anexo 3: Modelo Autovetorial-Regressivo

Sistema VAR, grau de defasagem 2
 Estimativas MQO, observações 2002:04-2012:09 (T = 126)
 Log da verossimilhança = 2414,4006
 Determinante da matriz de covariâncias = 1,5624466e-023
 AIC = -37,2921
 BIC = -35,8289
 HQC = -36,6976
 Teste de Portmanteau: LB(31) = 673,297, gl = 725 [0,9153]

Equação 1: d_LNSP500

	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	0,000423045	0,00101008	0,4188	0,67614	
d_LNSP500_1	0,0244417	0,0358648	0,6815	0,49695	
d_LNSP500_2	0,010905	0,0347656	0,3137	0,75435	
d_LNPTAX_1	-0,202668	1,14959	-0,1763	0,86038	
d_LNPTAX_2	-1,21493	1,18867	-1,0221	0,30892	
d_LNEMBI_1	0,00663223	0,016129	0,4112	0,68170	
d_LNEMBI_2	0,0097312	0,0159034	0,6119	0,54184	
d_LNIBOV_1	-0,0136113	0,0219127	-0,6212	0,53574	
d_LNIBOV_2	-0,00786388	0,0219743	-0,3579	0,72111	
d_LNPARTX_1	-9,11363	5,48963	-1,6602	0,09966	*
d_LNPARTX_2	-6,04708	5,63573	-1,0730	0,28556	
d_LNMSCI	0,852604	0,0370195	23,0312	<0,00001	***
d_LNVIX	-0,0951338	0,0438835	-2,1679	0,03227	**
Média var. dependente	0,001598	D.P. var. dependente		0,044126	
Soma resíd. quadrados	0,013008	E.P. da regressão		0,010729	
R-quadrado	0,946556	R-quadrado ajustado		0,940881	
F(12, 113)	166,7803	P-valor(F)		6,34e-66	
rô	0,022181	Durbin-Watson		1,953431	

Testes-F com zero restrições:

Todas as defasagens de d_LNSP500 F(2, 113) = 0,28481 [0,7527]
 Todas as defasagens de d_LNPTAX F(2, 113) = 0,52745 [0,5916]
 Todas as defasagens de d_LNEMBI F(2, 113) = 0,29493 [0,7452]
 Todas as defasagens de d_LNIBOV F(2, 113) = 0,24808 [0,7807]
 Todas as defasagens de d_LNPARTX F(2, 113) = 1,5619 [0,2142]
 Todas as variáveis, defasagem 2 F(5, 113) = 0,41091 [0,8404]

Equação 2: d_LNPTAX

<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>
---------------------	--------------------	----------------	----------------

const	6,65237e-05	9,47203e-05	0,7023	0,48393	
d_LNSP500_1	0,00289492	0,00336323	0,8608	0,39120	
d_LNSP500_2	-0,000365593	0,00326015	-0,1121	0,91091	
d_LNPTAX_1	-0,274763	0,107804	-2,5487	0,01215	**
d_LNPTAX_2	0,0697117	0,111468	0,6254	0,53297	
d_LNEMBI_1	0,00164358	0,0015125	1,0867	0,27950	
d_LNEMBI_2	0,00218633	0,00149135	1,4660	0,14542	
d_LNIBOV_1	-0,00342096	0,00205487	-1,6648	0,09872	*
d_LNIBOV_2	0,00119691	0,00206065	0,5808	0,56251	
d_LNPARTX_1	-0,735981	0,514791	-1,4297	0,15557	
d_LNPARTX_2	-0,278554	0,528492	-0,5271	0,59918	
d_LNMSCI	-0,0137653	0,00347151	-3,9652	0,00013	***
d_LNVIX	0,00182316	0,00411519	0,4430	0,65859	
Média var. dependente	-0,000025	D.P. var. dependente		0,001270	
Soma resíd. quadrados	0,000114	E.P. da regressão		0,001006	
R-quadrado	0,432817	R-quadrado ajustado		0,372585	
F(12, 113)	7,185839	P-valor(F)		1,29e-09	
rô	0,010301	Durbin-Watson		1,974362	

Testes-F com zero restrições:

Todas as defasagens de d_LNSP500 $F(2, 113) = 0,37532 [0,6879]$
 Todas as defasagens de d_LNPTAX $F(2, 113) = 3,5808 [0,0311]$
 Todas as defasagens de d_LNEMBI $F(2, 113) = 1,8114 [0,1681]$
 Todas as defasagens de d_LNIBOV $F(2, 113) = 1,5978 [0,2069]$
 Todas as defasagens de d_LNPARTX $F(2, 113) = 1,0276 [0,3612]$
 Todas as variáveis, defasagem 2 $F(5, 113) = 1,745 [0,1301]$

Equação 3: d_LNEMBI

	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	-0,00346642	0,00757032	-0,4579	0,64791	
d_LNSP500_1	-0,117423	0,268799	-0,4368	0,66306	
d_LNSP500_2	0,178275	0,260561	0,6842	0,49525	
d_LNPTAX_1	-25,1507	8,61597	-2,9191	0,00424	***
d_LNPTAX_2	-5,21031	8,90883	-0,5848	0,55982	
d_LNEMBI_1	0,136463	0,120883	1,1289	0,26134	
d_LNEMBI_2	0,125517	0,119193	1,0531	0,29456	
d_LNIBOV_1	-0,0969256	0,164231	-0,5902	0,55625	
d_LNIBOV_2	0,0139948	0,164693	0,0850	0,93243	
d_LNPARTX_1	-13,2417	41,1436	-0,3218	0,74817	
d_LNPARTX_2	-23,206	42,2386	-0,5494	0,58381	
d_LNMSCI	-1,22746	0,277453	-4,4240	0,00002	***
d_LNVIX	0,664232	0,328898	2,0196	0,04579	**
Média var. dependente	-0,008969	D.P. var. dependente		0,114294	
Soma resíd. quadrados	0,730661	E.P. da regressão		0,080412	

R-quadrado	0,552534	R-quadrado ajustado	0,505015
F(12, 113)	11,62775	P-valor(F)	6,36e-15
rô	0,010979	Durbin-Watson	1,967160

Testes-F com zero restrições:

Todas as defasagens de d_LNSP500	F(2, 113) = 0,3249 [0,7233]
Todas as defasagens de d_LNPTAX	F(2, 113) = 4,3291 [0,0154]
Todas as defasagens de d_LNEMBI	F(2, 113) = 1,3005 [0,2764]
Todas as defasagens de d_LNIBOV	F(2, 113) = 0,18018 [0,8354]
Todas as defasagens de d_LNPARTX	F(2, 113) = 0,16468 [0,8484]
Todas as variáveis, defasagem 2	F(5, 113) = 0,27571 [0,9256]

Equação 4: d_LNIBOV

	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	0,00628816	0,00448159	1,4031	0,16333	
d_LNSP500_1	0,0371033	0,159128	0,2332	0,81605	
d_LNSP500_2	-0,143011	0,154251	-0,9271	0,35583	
d_LNPTAX_1	12,1591	5,10061	2,3839	0,01880	**
d_LNPTAX_2	4,69474	5,27398	0,8902	0,37527	
d_LNEMBI_1	-0,0777025	0,0715623	-1,0858	0,27988	
d_LNEMBI_2	-0,0425739	0,0705615	-0,6034	0,54748	
d_LNIBOV_1	0,00683666	0,0972238	0,0703	0,94406	
d_LNIBOV_2	0,0846562	0,0974973	0,8683	0,38707	
d_LNPARTX_1	18,8291	24,3568	0,7731	0,44111	
d_LNPARTX_2	28,9456	25,005	1,1576	0,24947	
d_LNMSCI	1,27122	0,164251	7,7395	<0,00001	***
d_LNVIX	0,112726	0,194706	0,5790	0,56377	

Média var. dependente	0,010879	D.P. var. dependente	0,073176
Soma resíd. quadrados	0,256066	E.P. da regressão	0,047603
R-quadrado	0,617435	R-quadrado ajustado	0,576809
F(12, 113)	15,19788	P-valor(F)	1,56e-18
rô	0,024548	Durbin-Watson	1,905214

Testes-F com zero restrições:

Todas as defasagens de d_LNSP500	F(2, 113) = 0,45371 [0,6364]
Todas as defasagens de d_LNPTAX	F(2, 113) = 3,0978 [0,0490]
Todas as defasagens de d_LNEMBI	F(2, 113) = 0,83232 [0,4377]
Todas as defasagens de d_LNIBOV	F(2, 113) = 0,37754 [0,6864]
Todas as defasagens de d_LNPARTX	F(2, 113) = 0,77077 [0,4651]
Todas as variáveis, defasagem 2	F(5, 113) = 0,53364 [0,7504]

Equação 5: d_LNPARTX

	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>
const	1,07607e-05	1,70208e-05	0,6322	0,52853

d_LNSP500_1	0,000224837	0,000604355	0,3720	0,71057	
d_LNSP500_2	8,66269e-05	0,000585833	0,1479	0,88271	
d_LNPTAX_1	-0,0156889	0,0193717	-0,8099	0,41971	
d_LNPTAX_2	0,0035875	0,0200302	0,1791	0,85818	
d_LNEMBI_1	0,00027082	0,000271788	0,9964	0,32117	
d_LNEMBI_2	-0,000629465	0,000267987	-2,3489	0,02057	**
d_LNIBOV_1	0,00012315	0,000369249	0,3335	0,73936	
d_LNIBOV_2	-0,000127984	0,000370287	-0,3456	0,73026	
d_LNPARTX_1	-0,349542	0,0925053	-3,7786	0,00025	***
d_LNPARTX_2	-0,0513018	0,0949672	-0,5402	0,59012	
d_LNMSCI	-1,39304e-06	0,000623813	-0,0022	0,99822	
d_LNVIX	8,20224e-05	0,000739479	0,1109	0,91188	
Média var. dependente	0,000010	D.P. var. dependente	0,000194		
Soma resíd. quadrados	3,69e-06	E.P. da regressão	0,000181		
R-quadrado	0,212021	R-quadrado ajustado	0,128342		
F(12, 113)	2,533736	P-valor(F)	0,005381		
rô	0,003297	Durbin-Watson	1,984311		

Testes-F com zero restrições:

Todas as defasagens de d_LNSP500 $F(2, 113) = 0,081012 [0,9222]$

Todas as defasagens de d_LNPTAX $F(2, 113) = 0,35665 [0,7008]$

Todas as defasagens de d_LNEMBI $F(2, 113) = 3,0804 [0,0498]$

Todas as defasagens de d_LNIBOV $F(2, 113) = 0,12039 [0,8867]$

Todas as defasagens de d_LNPARTX $F(2, 113) = 7,3262 [0,0010]$

Todas as variáveis, defasagem 2 $F(5, 113) = 3,135 [0,0109]$

Para o sistema como um todo

Hipótese nula: a maior defasagem é 1

Hipótese alternativa: a maior defasagem é 2

Teste de razão de verossimilhança: Qui-quadrado(25) = 34,0829 [0,1061]