

# TESTE DE VALIDAÇÃO DA HIPÓTESE DE FISHER: UMA ANÁLISE POR VECM PARA 40 PAÍSES

20 de julho de 2011

**Área ANPEC:** Macroeconomia, economia monetária e finanças. JEL:E31, E44, G15.

## Resumo

Neste estudo foram analisados 40 países para o período mais longo disponível no IFS, através do teste de cointegração de Johansen (1995) e Vetores de Correção de Erro (VEC) para explorar as evidências sobre a capacidade de hedge dos ativos acionários com relação à inflação, supondo que os agentes possuem expectativas racionais. Além disso, incluiu-se um teste de cointegração com quebra estrutural a fim de testar a relação entre as séries que não cointegraram através do teste principal de Johansen(1995). Cabe ressaltar que, ao contrário dos artigos que analisam as variáveis em diferença, ao considerarmos as variáveis em nível, um equilíbrio de longo prazo entre estas foi encontrado, e mesmo que o retorno ao equilíbrio seja lento, ele existe e, após um período suficientemente longo, ambas as variáveis retornarão ao equilíbrio de longo prazo. Além disso, o equilíbrio de longo prazo encontrado para a maioria dos países decorreu do teste sem a inclusão de quebra estrutural. Assim, a relação de longo prazo entre as variáveis permanece estável para 29 países, indicando que choques reais ou monetários, mesmo permanentes, não são capazes de afetar a dinâmica entre estas variáveis. No entanto, a relação positiva que deveria existir não foi encontrada indicando que a utilização de expectativas racionais, em princípio, não se ajusta aos dados empíricos.

**Palavras-chave:** hipótese de Fisher, cointegração, quebra estrutural.

## Abstract

This study analyses 40 countries for the longest sample available at IFS, through the cointegration test of Johansen (1995) and Vector Error Correction Models (VECM), in order to explore the evidences concerning the stock assets capability of hedging inflation. Besides, this paper includes a cointegration test with structural break in order to test the long run relationship between the series of countries that did not cointegrate using the Johansen(1995) test. We can't stress enough that, contrary to the other studies that use variables in difference, when we consider them in level a long run relationship arises, and even though the return to equilibrium is slow, it exists and after a sufficiently long period, both variables will reach a long run equilibrium. Beyond that, a long run relationship was found for most countries before considering the existance of a structural break. Hence, the long run

relationship remains stable for 29 countries, indicating that any real or monetary shocks, even those permanent, did not affect the long run dynamic between stock prices and goods prices. However, the positive relationship expected did not occur, indicating that rational expectations, in principle, don't really fit the empirical relationship found.

**Keywords:** Fisher hypothesis, cointegration, structural break.

## Introdução

Espera-se que ativos acionários sejam um *hedge* contra a inflação. Assim, em um mercado perfeito, o retorno dos ativos acionários deveria acompanhar a taxa de inflação. Isto é, ações deveriam compensar os investidores completamente caso aumentos no nível geral de preços ocorram, através de aumentos correspondentes nos preços nominais das ações, mantendo os retornos reais constantes. No entanto, os trabalhos feitos estudando a relação entre o índice acionário e o índice de preços enfrentam dificuldades em encontrar evidências que corroborem, de modo convincente, alguma das diversas teorias que surgiram sobre o assunto.

Este estudo utiliza o teste de cointegração de Johansen [1995] e Vetores de Correção de Erro (VEC) para explorar as evidências sobre a capacidade de *hedge* dos ativos acionários com relação à inflação. Duas importantes características motivam a utilização da estrutura de cointegração. Primeiro, o teste de cointegração estima um coeficiente que captura a relação de longo prazo entre as variáveis. Segundo, porque a dinâmica de curto prazo é estimada para qualquer relação de longo prazo encontrada através da inclusão do termo de correção de erro. Além disso, a maioria das evidências relacionando o mercado acionário e a inflação derivam de regressões de retornos reais *ex post* com inflação esperada/inesperada em períodos relativamente curtos. Estes modelos não estão estruturados para incorporar qualquer relação de longo prazo que possa estar presente entre o valor das ações e movimentos nos preços dos bens. Logo, os trabalhos que utilizam variáveis em diferença estão desperdiçando informações importantes sobre a dinâmica entre ambas as variáveis, pois incluem apenas a dinâmica de curto prazo, enquanto este trabalho estima a dinâmica tanto no curto quanto no longo prazo.

Esta pesquisa examina a relação de longo prazo entre o índice acionário e o índice de preços para 40 países entre industrializados e emergentes, sendo o principal objetivo desta dissertação explorar a relação existente de longo prazo entre as variáveis e analisar a validade da Hipótese de Fisher para um grande grupo de países a fim de tornar robusto os resultados encontrados. Para um período muito longo, mudanças nas variáveis econômicas podem afetar os parâmetros do VEC, seja no parâmetro determinístico como na inclinação do coeficiente estimado. Assim, também é feito o teste de Carrion-i Silvestre and Sansó [2006] de cointegração que inclui a existência de uma quebra estrutural na série para aqueles países em que o teste de Johansen [1995] não encontra um vetor de cointegração.

Esta pesquisa contribui para a literatura de diversas maneiras: A partir da crise ocorrida em 2008, foi necessário um estímulo fiscal e monetário na maioria dos países de modo a conter a desaceleração econômica. Estes estímulos se refletiram em uma grande quantidade de liquidez lançada nos mercados internacionais, gerando a possibilidade de um ressurgimento da inflação em escala mundial nos próximos anos. Surge então a oportunidade de reavaliar os instrumentos à disposição dos investidores que podem ser utilizados contra as variações nominais no nível de preços de uma economia. Os ativos acionários surgem como uma medida de proteção a ser analisada, pois são de baixo custo, já que os mercados acionários são de fácil acesso para os investidores. Além disso, os estudos sobre os mercados acionários adicionam informações para os tomadores de decisões que necessitam delas, tornando desejável estudos que contribuam para o entendimento das relações empíricas entre a inflação e o índice acionário. Como tal preocupação inflacionária surge em escala mundial, ao contrário de outros estudos que focam somente nos Estados Unidos, países desenvolvidos, ou estudos de caso para apenas um país, esta pesquisa explora o tópico em uma amostra multi-países, incluindo grandes e pequenos mercados emergentes. Este trabalho inclui países poucos analisados sejam da América

Latina, do Leste Asiático ou da Europa Central. Não foi encontrado na literatura outro trabalho que tenha utilizado dados para este assunto em maior quantidade e variedade de países do que o presente estudo. Ao invés de serem utilizadas variáveis *ex-post*, este estudo utiliza versões expectativas das variáveis reais, que é mais em linha com a teoria. Além disso, ao invés de ser determinada arbitrariamente a ordem do teste de Johansen e do VEC, é utilizado um critério de seleção objetivo para a escolha.

Os principais resultados indicam que existe uma relação inversa estatisticamente significativa entre as duas variáveis também no longo prazo. Isto é, um aumento na inflação reduz o preço dos ativos reais, medidos pelo índice acionário. Para todos os países, a velocidade de ajustamento em direção ao equilíbrio pode ser considerada lenta além de ter sido encontrado que a principal variável que se ajusta é o índice acionário, sendo o índice de preços pouco sensível às forças de retorno ao equilíbrio. Para alguns países, notadamente Dinamarca, Islândia, México, República Tcheca e Suíça somente foi identificado um vetor de cointegração após ser considerada a existência de uma quebra estrutural na série. Logo, este trabalho encontra evidências consideráveis em favor de uma relação inversa entre inflação e preços dos ativos como sugerido por Modigliani and Cohn [1979], Feldstein [1980], Fama [1981], Devereux and Yetman [2003], Gallagher and Taylor [2002] e Anari and Kolari [2001]. Os resultados encontrados também são similares aos obtidos por Yeh and Chi [2009], que utilizaram 12 países industrializados da OCDE. No entanto, os resultados foram contrários aos obtidos por Beyer et al. [2009], que também utilizaram teste de cointegração com quebra estrutural, mas para uma quantidade de países e períodos menores.

O restante do estudo segue a seguinte organização. A próxima seção apresenta a revisão de literatura bem como as principais teorias. No Capítulo 2 são apresentados os testes de cointegração utilizados. Após, as fontes dos dados são apresentadas conjuntamente com as estatísticas descritivas. Em seguida, os resultados são explicitados e analisados, seguidos pela conclusão do trabalho.

## 1 A Hipótese de Fisher e o *puzzle* entre o Índice Acionário e a Inflação

A literatura existente sobre a relação teórica entre a inflação e o índice acionário de uma economia encontra diversas previsões com relação ao efeito da inflação sobre o índice acionário. A teoria macroeconômica tradicional (pressumindo super-neutralidade monetária), sugere que o valor real de investimentos acionários não deveria ser afetado por mudanças na taxa de inflação. De acordo com Fisher [1930] a taxa de juros real esperada é determinada por fatores reais como a produtividade do capital e a preferência dos consumidores, sendo independente da taxa de inflação esperada. Logo, ativos reais deveriam ser um *hedge* eficiente contra variações nos agregados monetários nominais. Tal hipótese poderia, em princípio, ser estendida para qualquer ativo real como ações, imóveis ou outros ativos de risco. No entanto, as evidências encontradas até agora concluíram que o retorno das ações e a inflação esperada são negativamente relacionadas. Isto é contraditório, visto que “...*common stocks, representing ownership of the income generated by real assets, should be a hedge against inflation*” (Fama [1981], pág.545).

A relação entre inflação e ações ordinárias foi investigada empiricamente pela primeira vez por Jaffe and Mandelker [1976], Bodie [1976]. Apesar de utilizarem diferentes métodos empíricos, todos concluíram que existia uma relação significativa e negativa entre as proxies de inflação e retorno acionários. Logo após, Fama and Schwert [1977] investigaram o efeito da inflação em diversos ativos<sup>1</sup>. A conclusão, similar à dos outros estudos, é de que as ações ordinárias não são boas como um método de hedge contra, tanto a inflação esperada, quanto a não-esperada. Desde então, a literatura empírica

---

<sup>1</sup>Os ativos incluídos são: portfolios de ações ordinárias da NYSE com peso igual e ajustado, retornos das treasury bills, retorno dos títulos de longo prazo do governo dos Estados Unidos, renda do capital humano, e retorno do setor imobiliário residencial.

sobre a Hipótese de Fisher tem se expandido, e os resultados são muito parecidos (Gertler and Grinols [1982], Buono [1989]).

Os primeiros estudos sobre a Hipótese de Fisher eram centrados na documentação e descrição da natureza da relação entre o retorno acionário e a inflação, e não em sugerir qualquer explicação para os resultados encontrados que contrariam a teoria. Algumas teorias alternativas à Hipótese de Fisher emergiram na literatura. A *Tax-Effect Hypothesis* proposta por Feldstein [1980] argumenta que a inflação gera ganhos artificiais de capital devido ao modo que se calcula a depreciação e o estoque (geralmente fixados nominalmente), que são sujeitos aos impostos. Isto aumenta a renda tributável da corporação e reduz os lucros reais após os impostos. Investidores racionais incorporam este efeito da inflação e reduzem o valor das ações ordinárias. Neste sentido, a inflação “causa” (i.e. precede) movimentos nos preços das ações. Apesar de convincente, a *Tax-Effect Hypothesis* depende basicamente do tipo de regime tributário dos Estados Unidos, e existem evidências de uma relação negativa entre inflação e o retorno acionário em países com diferentes regimes tributários, nos quais os valores ajustados dos estoques e da depreciação são considerados para fins de tributação.<sup>2</sup>

Fama [1981] hipotetizou que a relação anômala observada entre o retorno acionário real e a inflação nos Estados Unidos é consequência de uma relação “espúria”: a relação negativa entre retorno acionário e inflação é induzida por uma correlação positiva entre retorno acionário e atividade real, e uma correlação negativa entre inflação e atividade real – a *Proxy Hypothesis*.<sup>3</sup> O argumento se apóia na demanda por dinheiro de agentes racionais que percebem uma queda na atividade econômica e reduzem a demanda por encaixes monetários (consequência da aversão dos agentes de manterem crescentes quantidades de dinheiro desvalorizado) causando um excesso de estoque monetário e, assim, inflação. Neste sentido, medidas de atividade real – como o produto e os investimentos em capital – deveriam “dominar” as medidas de inflação durante o teste da Hipótese de Fisher, quando ambas forem usadas como variáveis explicativas para o retorno acionário real. Fama [1981] encontra algumas evidências, mas nenhuma definitiva, com relação à validade da *Proxy Hypothesis*. Comentando sobre o artigo do Fama, Ram and Spencer [1983] notam que esta explicação questiona as teorias convencionais da curva de Phillips, na qual uma relação positiva e não negativa entre inflação e atividade real é hipotetizada<sup>4</sup>. Ram and Spencer [1983] encontram evidências consistentes de uma relação positiva entre atividade real e inflação, e uma relação negativa entre atividade real e retorno acionário real.

Expandindo o trabalho de Fama, Geske and Roll [1983] propõe que, além da demanda por moeda, uma ligação com a oferta de moeda pode ajudar a explicar os fatos empíricos. Os autores propõem uma cadeia de eventos macroeconômicos que geram uma correlação “espúria” entre o retorno acionário e a inflação. Eles sugerem que a reação dos preços das ações à futura atividade econômica (Modelo do Fama) é altamente correlacionada com as receitas do governo, ou seja, o governo gera déficits quando a atividade econômica cai. Para reequilibrar o orçamento, o Tesouro endivida-se ou emite moeda através do banco central, causando inflação. Assim, o retorno acionário e a inflação são negativamente relacionados através de uma ligação fiscal e monetária – A *Reverse Causality Hypothesis*. Os autores encontram algumas evidências corroborando a estrutura, especialmente sobre o retorno acionário sinalizando mudanças na taxa de juros nominal e nas expectativas de inflação. Eles também encontram poucas evidências de algum efeito na taxa de juros real.

As evidências empíricas destas três hipóteses alternativas, utilizando dados dos Estados Unidos, são contraditórias: Hooks [1993] rejeita a *Tax-Effect Hypothesis*. Fama [1981], Wei and Wong [1992], e Lee [1992] encontram suporte para a *Proxy Hypothesis*, enquanto Ram and Spencer [1983] e Park [1997] não. Similarmente, Geske and Roll [1983], Ely and Robinson [1997], e James et al. [1985] encontram evidências em favor da *Reverse Causality Hypothesis*, enquanto que Lee [1992] rejeita.

Testes internacionais da Hipótese de Fisher e suas explicações geraram diversos artigos, apesar

---

<sup>2</sup>Este é o caso para o Brasil e Israel, por exemplo.

<sup>3</sup>No sentido de que o retorno acionário real é uma proxy para a atividade real.

<sup>4</sup>Atividade real medida pelo desemprego.

de ainda não existir nenhum consenso. Gultekin [1983] testa a Hipótese de Fisher em uma amostra de 26 países usando séries de tempo e uma análise em corte-transversal. Os seus resultados não são favoráveis à Hipótese de Fisher na análise em serie temporal, enquanto que o estudo em corte transversal encontra que países com altas taxas de inflação são associados à altos retornos acionários nominais, o que aparenta estar em conflito com os resultados da série temporal. Em um estudo multi-país, Solnik and Solnik [1997]<sup>5</sup> testa uma versão estendida dos modelos de Fisher e Geske-Roll e encontra fortes evidências para a *Reverse Causality Hypothesis*, apesar do autor não investigar a direção causal da relação entre retorno acionário-inflação. Wahlroos and Berglund [1986] testam Hipótese de Fisher e a *Proxy Hypothesis* usando dados Finlandeses, e rejeitam ambas. Cozier and Rahman [1988] testam a *Proxy Hypothesis* para o Canadá e uma relação negativa entre retorno acionário real e inflação é encontrada. Os dados para o Canadá apresentam um apoio maior para a *Proxy Hypothesis* do que Fama [1981] com dados para os Estados Unidos. McCarthy et al. [1990] rejeitam a *Proxy Hypothesis* para os Estados Unidos, Alemanha e Reino Unido. Amihud [1996] examina os efeitos da inflação não esperada nos preços das ações, utilizando uma medida de inflação inesperada baseada no mercado de títulos com dados Israelenses diários<sup>6</sup>, o qual o autor considera como o ambiente ideal para testar as hipóteses<sup>7</sup> e conclui que a inflação inesperada possui um efeito negativo forte nos preços das ações. Liu et al. [1993] fazem um teste da *Proxy Hypothesis* para os Estados Unidos, Alemanha, Canadá e Reino Unido, e encontram fortes evidências contra a *Proxy Hypothesis*. O artigo de Ammer [1994] encontra resultados favoráveis às teorias relacionadas aos impostos para 10 países desenvolvidos<sup>8</sup>. Finalmente, Solnik and Solnik [1997] testam a relação de Fisher para 8 países desenvolvidos<sup>9</sup>, e não conseguem rejeitar o modelo de Fisher para estes países para períodos variando entre 1 e 12 meses.

A *Inflation Illusion Hypothesis* proposta por Modigliani and Cohn [1979] argumenta que os participantes do mercado acionário possuem dificuldade em calcular corretamente a taxa de crescimento de longo prazo futura dos fluxos de caixa. Com um crescimento da inflação, a taxa de juros sobe, causando um viés positivo na taxa de desconto utilizada pelos investidores. Quando os retornos esperados são calculados utilizando estas taxas mais altas, o resultado é um nível de preços das ações mais baixo. A teoria foi desenvolvido para tentar explicar porque os preços das ações permaneceram deprimidos nos Estados Unidos nas décadas de 60 e 70. Evidências da *Inflation Illusion Hypothesis* foram documentadas por Ritter and Warr [2002] e Campbell and Vuolteenaho [2004]. Campbell and Vuolteenaho [2004] utilizam um método de composição do índice S&P 500 para estimar um componente residual de erro de precificação devido à inflação, encontrando evidências de ilusão inflacionária. No entanto, Rapach and Wohar [2002] não encontram evidências de ilusão inflacionária no preço dos ativos em um estudo utilizando 16 países industrializados.

## 2 Modelo Empírico da Hipótese de Fisher

Dentro do contexto dos mercados acionários, a hipótese de Fisher postula que o retorno acionário nominal reflete as expectativas do mercado com relação ao retorno acionário real e à inflação; um crescimento de 1% na inflação esperada, deveria estar associado a um crescimento de 1% no retorno

---

<sup>5</sup>Nove países industrializados: G-7 exceto Itália, mais a Suíça, Bélgica e a Holanda.

<sup>6</sup>A medida de inflação inesperada baseada no mercado de títulos é a reação de títulos ligados ao CPI (consumer price index) no dia seguinte ao anúncio do CPI oficial.

<sup>7</sup>As características dos dados Israelenses não permitem contratos com valores nominais, efeitos tributários e transferência de riqueza induzida pela inflação porque a maioria dos contratos em Israel são em termos reais ao invés de nominais.

<sup>8</sup>G-7 mais a Suíça, Bélgica e a Holanda.

<sup>9</sup>O mesmos países estudados em Solnik [1983], com exceção da Bélgica. Ambos, Solnik [1983] e Solnik and Solnik [1997] não incluíram a Itália na amostra, o país desenvolvido no qual a inflação foi a mais pronunciada no período estudado.

acionário. Logo, investimentos em ações deveriam oferecer um hedge completo contra a inflação. A relação entre o retorno acionário e a inflação pode ser dada por:

$$\Delta S_t = s_t + \beta E(\Delta P_t | \phi_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (1)$$

onde  $\Delta S_t$  e  $\Delta P_t$  são o retorno nominal acionário e a inflação em t-1 até t, respectivamente;  $s_t$  é a taxa esperada de retorno real acionário;  $E(\Delta P_t | \phi_{t-1})$  é a expectativa da inflação baseada no conjunto de informação  $\phi_{t-1}$  disponível até t-1 e  $\varepsilon_t$  é o termo de erro. Considerando as séries em nível, a equação acima pode ser reescrita como:

$$S_t = s_t + \beta E(P_t | \phi_{t-1}) + e_t \quad (2)$$

Onde  $S_t$  é o valor do índice acionário nominal,  $s_t$  é a taxa esperada do retorno real acionário,  $E(P_t | \phi_{t-1})$  é a expectativa do índice de inflação; Caso  $\beta \geq 1$ , a Hipótese de Fisher se sustenta para cada um dos períodos sendo que um  $\beta > 1$  significa que a existência de impostos requer um beta superior à 1 para compensar as perdas norminais causadas pela inflação Padovano [2001]. A equação 2 representa o objetivo do presente trabalho que é analisar a existência de uma relação de longo prazo entre o índice acionário nominal e a inflação. Caso  $S_t$  e  $E(P_t | \phi_{t-1})$  sejam I(1), então pode existir um vetor de cointegração entre o índice acionário nominal e a inflação esperada que reflete a relação de longo prazo entre as variáveis. Um vetor de cointegração onde  $\beta < 1$ , indica que, para cada período, o índice acionário não é capaz de ser um hedge perfeito contra a inflação. No entanto, existe uma relação estacionária de longo prazo entre as variáveis, com todas as propriedades de uma série I(0). Além disso, a relação temporal entre as variáveis é influenciada pela extensão de qualquer desvio do equilíbrio de longo prazo. Logo, o sistema tenderá a retornar para o equilíbrio de longo prazo, de modo a manter a relação estável.

### 3 Teste de Cointegração com Quebra Estrutural

Nesta seção serão descritas as características do teste de cointegração com quebra estrutural proposto por Carrion-i Silvestre and Sansó [2006]. Por ser um método relativamente novo e ainda pouco difundido, a sua explanação se torna apropriada. A maioria dos procedimentos especificam a hipótese nula como a não existência de cointegração contra a hipótese alternativa de existência de cointegração. No entanto, tal especificação já foi criticada, argumentando-se que a especificação correta seria a hipótese nula de existência de cointegração (Ver Engle and Granger [1987], Phillips and Ouliaris [1990], Engle and Yoo [1991]). Diversos artigos, então, reverteram a lógica do teste, e redefiniram a hipótese nula como sendo de existência de cointegração (Ver Hansen [1992], Shin [1994], Harris and Inder [1994], McCabe et al. [1997], Leybourne and McCabe [1994]). Este teste é suplementar aos testes tradicionais com a hipótese nula de não cointegração e é particularmente útil quando os testes tradicionais não encontram cointegração devido à existência de uma quebra estrutural da série. Gregory and Hansen [1996] demonstraram os problemas com os testes tradicionais de cointegração que não consideram a presença de quebras, enquanto que Mogliani [2010] utiliza simulações por Monte Carlo e conclui que o teste proposto por Carrion-i Silvestre and Sansó [2006] através do estimador DOLS possui maior poder e tamanho quando os regressores são endógenos e quando há uma ou mais de uma quebra estrutural, comparativamente aos testes de Alan Bartley et al. [2001] e Westerlund and Edgerton [2007].

O modelo utilizado é uma extensão multivariada do modelo especificado por Kwiatkowski [1992] onde componentes determinísticos e/ou estocásticos podem variar em um dado ponto no tempo ( $T_b$ ). O processo gerador dos dados é da seguinte forma:

$$y_t = \alpha_t + \xi_t + x_t' \beta_1 + \varepsilon_t, \quad (3)$$

$$x_t = x_{t-1} + \zeta_t, \quad (4)$$

$$\alpha_t = f(t) + \alpha_{t-1} + \eta_t, \quad (5)$$

Sendo  $\eta_t \sim iid(0, \sigma_\eta^2)$ ,  $x_t$  é um vetor k de processos I(1), e  $\alpha_0 = \alpha$  é uma constante. A função  $f(t)$  é definida como um grupo dos componentes determinísticos e/ou estocásticos. A função  $f(t)$  especifica os diferentes modelos que podem ser utilizados para este teste. No presente trabalho, o modelo utilizado não possui tendência temporal,  $\xi = 0$  e  $f(t) = \theta D(T_b)_t + \gamma DU_t + x'_t \beta_2 D(T_b)_t$ , onde  $D(T_b)_t = 1$  para  $t = T_b + 1$  e 0 caso contrário,  $DU_t = 1$  para  $t > T_b$  e 0 caso contrário, com  $T_b = \lambda T$ ,  $0 < \lambda < 1$ , indicando a data da quebra. Assim, o modelo descrito por 3, 4 e 5 acima pode ser reescrito da seguinte forma:

$$y_t = g(t) + x'_t \beta_1 + x'_t \beta_2 DU_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

Com  $g(t) = \alpha + \theta DU_t$ . Esta especificação permite uma quebra estrutural tanto no componente determinístico, mas também no vetor de cointegração. Pressupõe-se que a matriz de variância de longo prazo de  $\vartheta_t = (\varepsilon_t, \zeta_t, \eta_t)'$  é dada por:

$$\Omega_a = \begin{bmatrix} \omega_1^2 & & 0 \\ & \Omega_{22} & \\ 0 & & \sigma_\eta^2 \end{bmatrix} \quad (7)$$

Esta matriz garante que  $\varepsilon_t$  e  $\eta_t$ , bem como  $\varepsilon_t$  e  $\zeta_t$  sejam não correlacionados. O pressuposto de não correlação entre os termos de erro de 3 e 4 requerem que  $x_t$  seja estritamente exógeno. Caso não ocorra a exogeneidade estrita, pode-se utilizar DOLS (Dynamic Ordinary Least Squares) para estimar os parâmetros, proposto por Stock and Watson [1993]. Após considerar a endogeneidade, as distribuições assintóticas das estatísticas teste são as mesmas quando  $x_t$  é estritamente exógeno.<sup>10</sup> A estatística LM para testar a hipótese nula de cointegração, contra a alternativa de não cointegração é dada por:

$$SC(\lambda) = T^{-2} \omega_1^{-2} \sum_{t=1}^T S_t^2 \quad (8)$$

Com  $\lambda = T_b/T$ ,  $S_t = \sum_{j=1}^t \hat{e}_j$ ,  $\{\hat{e}_t\}_{t=1}^T$  são os erros estimados por DOLS da equação 6 e  $\hat{\omega}_1^2$  é o estimador consistente da variância de longo prazo de  $\{\varepsilon_t\}_{t=1}^T$ . Esta matriz é estimada não-parametricamente por um Kernel de Bartlett, e um procedimento com dependência nos dados para selecionar o parâmetro de suavização ótimo, de acordo com Kurozumi [2002]. O teste utiliza a cauda superior da distribuição para que a hipótese nula de cointegração seja rejeitada quando  $SC(\lambda) > \text{valor crítico}$ .

## 4 Método de Estimação Endógeno para a Data da Quebra Estrutural

Para tornar possível a estimação do teste de cointegração com quebra estrutural, pode-se escolher a data da quebra ou estimá-la endogenamente. No presente trabalho estima-se o ponto de quebra

<sup>10</sup>Pode-se encontrar a prova em Carrion-i-Silvestre & Sansó (2001).

endogenamente, como proposto por Carrion-i Silvestre and Sansó [2006], como a data que minimiza a sequência da soma dos quadrados dos resíduos. Formalmente,

$$\tilde{T}_b = \underset{\lambda \in \Lambda}{\operatorname{argmin}}[SSR(\lambda)] \quad (9)$$

Onde  $SSR(\lambda)$  é a soma dos quadrados dos resíduos de 6, e  $\Lambda$  é um subconjunto fechado no intervalo  $(0,1)$ , definido como  $\Lambda = 2/T, (T - 1)/T$ , que serve para minimizar a perda de informação. Este trabalho utiliza inicialmente o teste de Johansen [1995] para estimar a relação de cointegração entre as variáveis. Caso não seja encontrada uma relação de longo prazo, então o teste com quebra estrutural é feito, a fim de analisar se a inclusão de uma quebra muda os resultados obtidos inicialmente. É de se esperar que mudanças econômicas afetem de modo significativo as relações entre variáveis para um longo período. É factível esperar que, ao serem analisadas variáveis para um longo período, mudanças econômicas afetem de modo permanente as relações entre estas variáveis. Caso isto ocorra, o método de estimação endógeno irá capturar tal mudança através de uma quebra estrutural no vetor de cointegração, tornando possível identificar um vetor de cointegração para cada um dos períodos pré e pós quebra estrutural.

## 5 Dados e Estatísticas Descritivas

Este estudo utiliza 40 países (África do Sul, Alemanha, Argentina, Áustria, Bélgica, Brasil, Canadá, Colômbia, Coreia do Sul, Dinamarca, Espanha, Estados Unidos, Filipinas, Finlândia, França, Grécia, Holanda, Hong Kong, Hungria, Islândia, Índia, Irlanda, Israel, Itália, Japão, Malásia, México, Noruega, Peru, Polônia, Portugal, Reino Unido, República Tcheca, Rússia, Suécia, Singapura, Suíça, Tailândia, Turquia e Venezuela). Estes países são responsáveis pela maior parte da produção real, do comércio internacional, da capitalização dos mercados financeiros e dos fluxos de capitais internacionais. Além disso, buscamos utilizar dados de países dos mais diversos continentes, bem como com uma grande diversidade cultural, a fim de tornar mais robusto qualquer resultado sistemático encontrado.

Foram coletados dados mensais, em fevereiro de 2011, de índice de preços e índice acionário para todos os 40 países. O índice de preços escolhido foi o *Consumer Price Index* e o índice acionário escolhido foi o *Share Prices* obtidos no *Internacional Financial Statistics*. O índice *Share Prices* não inclui dividendos, no entanto, dado a relutância das empresas em cortar dividendos, variações reais e monetárias na economia impactam tipicamente o valor das ações principalmente através de variações nos preços do que nos dividendos.<sup>11</sup>

Ambos os índices foram anualizados e logaritmizados para cada país, de acordo com a equação abaixo, sendo  $S$  o índice acionário e  $P$  o índice de preços:

$$S_{\text{anual}} = \operatorname{Ln} \left( \frac{S_t}{S_{t-12}} \right) \times 100 \quad (10)$$

$$P_{\text{anual}} = \operatorname{Ln} \left( \frac{P_t}{P_{t-12}} \right) \times 100 \quad (11)$$

De acordo com Fisher [1930], a inflação esperada deveria ser perfeitamente antecipada pelo retorno acionário. Isso significa que se as ações são um *hedge* contra a inflação, o valor do índice acionário esperado deve antecipar toda a inflação esperada. Logo, a fim de testarmos apropriadamente a Hipótese de Fisher, serão utilizados os valores *esperados* das variáveis. Empiricamente, avaliar as

<sup>11</sup>Ver Kalay [1980] e John and Williams [1985] para uma descrição do papel de sinalização dos dividendos através da sua estabilidade. Geske and Roll [1983], Cochran and Defina [1993], Adam and Frimpong [2010], Alagidede and Panagiotidis [2010], Yeh and Chi [2009] também utilizam mudanças nos preços das ações como proxy para o retorno.

*expectativas* das variáveis é complicado devido à falta de dados e à dificuldade de definir corretamente quais são as expectativas para cada uma das variáveis. Uma maneira comum de se lidar com este problema é a de presumir que as expectativas são formadas de acordo com uma regra simples, como as expectativas racionais. Logo, o Filtro de Kalman é utilizado neste trabalho para simular a formação de expectativas racionais e, por ser um método recursivo, ele recria relativamente bem o processo de tomada de decisão de um agente racional quando novas informações são incorporadas na formação das expectativas.

A tabela 5.1 (omitida e disponível sob demanda) apresenta a correlação entre as variáveis expectativas do índice acionário e do índice de preços e as que foram coletadas, que são as variáveis observadas *ex-post*, além do período, que difere para cada país de acordo com a disponibilidade e o número de observações. A correlação entre as variáveis observadas e estimadas através do Filtro de Kalman é alta, normalmente acima de 0,9 para todos os países. Isto sinalizada que, se o Filtro de Kalman é uma maneira razoável de se estimar as expectativas dos agentes, então as expectativas dos agentes econômicos é muito similar às variáveis observadas, com os agentes errando pouco na previsão a cada período. Nas tabelas 5.2 e 5.3 (omitida e disponível sob demanda) são apresentadas as principais estatísticas descritivas de cada uma das variáveis utilizadas para cada um dos países, bem como o teste de normalidade Jarque-Bera. Os índices acionários possuem uma maior volatilidade em comparação aos índices de preços, sendo o Peru o país com maior desvio-padrão para ambas as variáveis.

Na tabela 5.4 (omitida mas disponível sob demanda) cada uma das séries de índice de preços e índice acionário foi testada para a existência de raiz unitária tanto em nível quanto em primeira diferença. Foi utilizado o teste DF-GLS (Dickey-Fuller *Generalized Least Squares*) proposto por Elliott et al. [1996] como uma modificação do teste original de DF (Dickey-Fuller) através da retirada da tendência da série, e utilizando esta nova série sem tendência no teste DF. O número de lags incluídos no teste é selecionado pelo MAIC (*Modified Akaike Criterion*) de acordo com Ng and Perron [2001]. A inferência com relação aos resultados é baseada no nível de 5% de significância. Também foi feito teste ADF (*Augmented Dickey-Fuller*) para dar mais robustez aos testes. O resultado do teste ADF corrobora a teoria de que todas as séries são  $I(1)$ . Ou seja, as séries são não estacionárias em nível mas a sua primeira diferença é estacionária. Os resultados do teste DF-GLS são qualitativamente similares ao ADF, com exceção dos resultados encontrados para as séries em nível do índice acionário da Alemanha e da Holanda que foram consideradas estacionárias ao nível de 10% de significância. Logo, os resultados dos testes de cointegração para estes 2 países devem ser interpretados com cautela.

## 6 Resultados

Neste capítulo são apresentados os resultados empíricos encontrados. Inicialmente são apresentados os resultados dos testes de cointegração de Johansen [1995] para o período inteiro disponível para cada país Também são apresentados os VECM (*Vector Error Correction Model*) para os períodos nos quais uma combinação linear estacionária foi encontrada. Após, são apresentando os resultados do teste de cointegração proposto por Carrion-i Silvestre and Sansó [2006], de modo a verificar se houve melhora nos resultados de cointegração para aqueles países que não apresentaram cointegração através do teste de Johansen [1995]. Em seguida, são refeitos os testes de cointegração de Johansen [1995] para as amostras antes e após a quebra estrutural encontrada pelo teste de Carrion-i Silvestre and Sansó [2006].

Os testes de cointegração através da estatística traço e do máximo autovalor apresentados na tabela 6.1 indicam que, em 29 países, o índice acionário e o índice de preços possuem uma relação de longo prazo estável. Para Dinamarca, Filipinas, França, Grécia, Hungria, Irlanda, Islândia, México e Suíça não foram encontrados nenhum vetor de cointegração enquanto que para República Tcheca e para Venezuela os resultados são ambíguos. Para a República Tcheca o teste da estatística traço indica a existência de 1 vetor de cointegração ao nível de significância de 5,42% e para a Venezuela,

Tabela 6.1: Resultado dos Testes de Cointegração de Johansen para toda a amostra.

País	Estatística Traço	Máximo Autovalor	Lags
África do Sul	1(0,0001)	1(0,0001)	1
Alemanha	1(0,0213)	1(0,0153)	1
Argentina	1(0,013)	1(0,0007)	1
Áustria	1(0,0009)	1(0,0005)	1
Bélgica	1(0,000)	1(0,000)	2
Brasil	1(0,0333)	1(0,0211)	1
Canadá	1(0,0026)	1(0,0101)	1
Colômbia	1(0,0040)	1(0,0110)	1
Coréia do Sul	1(0,0037)	1(0,0060)	1
Dinamarca	0(0,0897)	0(0,2497)	1
Espanha	1(0,0064)	1(0,0053)	1
Estados Unidos	1(0,0001)	1(0,0001)	1
Filipinas	0(0,2124)	0(0,1570)	1
Finlândia	1(0,0003)	1(0,0001)	2
França	0(0,0788)	0(0,0568)	1
Grécia	0(0,3148)	0(0,3212)	1
Holanda	1(0,0001)	1(0,0000)	1
Hong Kong	1(0,0000)	1(0,0000)	1
Hungria	0(0,2077)	0(0,4825)	1
Índia	1(0,0000)	1(0,0000)	1
Irlanda	0(0,2337)	0(0,1772)	1
Islândia	0(0,4302)	0(0,3443)	1
Israel	1(0,0009)	1(0,0003)	1
Itália	1(0,0084)	1(0,0048)	2
Japão	1(0,0000)	1(0,0000)	1
Malásia	1(0,0001)	1(0,0000)	1
México	0(0,0529)	0(0,1329)	1
Noruega	1(0,0001)	1(0,0001)	1
Peru	1(0,0273)	1(0,0384)	1
Polônia	1(0,0000)	1(0,0000)	3
Portugal	1(0,0455)	1(0,0510)	1
Reino Unido	1(0,0000)	1(0,0000)	2
República Tcheca	0(0,0542)	1(0,0349)	2
Rússia	1(0,0000)	1(0,0000)	1
Singapura	1(0,0000)	1(0,0000)	1
Suécia	1(0,0006)	1(0,0003)	1
Suíça	0(0,1461)	0(0,1278)	1
Tailândia	1(0,0079)	1(0,0046)	1
Turquia	1(0,0019)	1(0,0011)	1
Venezuela	1(0,0209)	0(0,0658)	1

Nota: A coluna lista o número de vetores de cointegração encontrados ao nível de significância de 5%. Os respectivos p-valores estão nos parênteses calculados de acordo com MacKinnon et al. [1999]. O número de lags foi escolhido de acordo com o critério de informação de Schwarz para a especificação do VECM em primeira diferença.

o teste do máximo autovalor indica a existência de 1 vetor de cointegração ao nível de significância de 6,58%, muito próximos do ponto de corte escolhido de significância ao nível de 5%. Os resultados estão em linha com o artigo de Yeh and Chi [2009], que não encontraram uma relação de longo prazo entre as variáveis para a França e para a Irlanda. Países emergentes tipicamente possuem menor grau de proteção aos investidores, e menor transparência institucional, acarretando em maiores possibilidades de desvios nas variáveis de seus valores de equilíbrio. Logo, espera-se que os países emergentes possuam evidências da ocorrência da Hipótese de Fisher no longo menos robustas. No entanto, a maioria dos países apresentou uma relação de longo prazo entre o índice de preços e o índice acionário, indicando que ambas as séries são importantes indicadores fundamentais da economia que se comportam de maneira semelhante ao longo do tempo, apesar dos desvios no curto prazo. Ao contrário dos artigos que analisam as variáveis em diferença como Amihud [1996], Benderly and Zwick [1985], Bodie [1976], Bueno [1989], ao considerarmos estas em nível, encontramos que existe uma dinâmica de longo prazo entre as variáveis que sinalizam em favor da existência de um equilíbrio estável. Mesmo sem analisarmos a capacidade de *hedge* no curto prazo, que será feita na seção 5.1, encontramos que no longo prazo existe uma relação estável entre ambas as variáveis. Cabe ressaltar que, ao contrário dos resultados de Beyer et al. [2009] que encontraram evidências principalmente contra a existência de cointegração sem quebra estrutural (os dados para apenas 5 de 14 países analisados cointegram), este estudo encontra evidências de cointegração para 72,5% dos países incluídos na amostra. Assim, a possível mudança na relação de longo prazo entre as variáveis, que seria capturada por uma quebra estrutural, não é corroborada pelas evidências empíricas. A possibilidade da ocorrência choques que modifiquem o ambiente macroeconômico na economia dos países, ao longo do tempo, é muito grande. Choques podem ocorrer no lado real da economia, causados por condições climáticas adversas gerando uma quebra de safra na agricultura, ou algum acidente que reduza a produção de algum produto, como por exemplo petróleo. Outra possibilidade é a ocorrência de choques monetários, como a adoção de uma nova regra de política monetária como metas de inflação, tendo como uma possível consequência uma mudança na dinâmica das variáveis macroeconômicas. O presente estudo encontrou que em 29 países, a relação de longo prazo entre as variáveis analisadas permanece estável, indicando que choques reais ou monetários, mesmos permanentes, não afetaram a dinâmica entre o índice de preços e o índice acionários.

## 7 Estimação do Vetor de Correção de Erros.

A relação de curto prazo entre as séries pode ser expressa através de um vetor de correção de erros. Logo, foram estimados para todos os países os vetores de correção de erro, que pressupõe a existência de cointegração entre as séries, de acordo com a tabela 7.1. Para os 9 países (Dinamarca, Filipinas, França, Grécia, Hungria, Irlanda, Islândia, México e Suíça) que não foi encontrado cointegração, o VECM serve apenas como comparação qualitativa dos resultados. Para 36 países, a velocidade de ajustamento da série do índice acionário foi estatisticamente significativa, enquanto que para apenas 23 países o ajustamento de volta ao equilíbrio da série do índice de preços foi significativa. Nos países onde apenas a correção de erro do índice acionário foi significativa, isto indica que o índice de preços é insensível às variações no preço dos ativos acionários e que apenas este se ajusta para retornar ao equilíbrio de longo prazo. Alguns países apresentam um apoio à Hipótese de Fisher, como Áustria, Canadá, Coréia do Sul e Espanha, cujos betas estimados são positivos e acima da unidade, sendo no entanto, apenas 2 estatisticamente significantes.

Ao contrário do que se esperava ao analisarmos uma relação de longo prazo, a Hipótese de Fisher é rejeitada pelos resultados, conforme a tabela 7.2. Para 34 países, o beta estimado para a relação de longo prazo foi estatisticamente significativa, sendo 28 destes negativos, corroborando a literatura prévia de que o retorno acionário não se caracteriza como um bom *hedge* contra a inflação para a maioria dos países e indo de encontro ao trabalho de Beyer et al. [2009]. A velocidade de ajustamento de volta ao equilíbrio ficou abaixo da esperada, pois esperava-se que os preços acionários, por serem

Tabela 7.1: Resultado do Vetor de Correção de Erro.

País	VECM		
	Beta	Índice Acionário	Índice de Preços
África do Sul	-0.1008	0.0696***	0.0038***
Alemanha	-19.8010***	0.0132	0.0023***
Argentina	-2.1559*	0.1059***	0.0017
Áustria	5.4151**	0.0526***	9.97E-05
Bélgica	-1.0003***	0.0566***	0.0018**
Brasil	-1.0269***	0.0944***	0.0023
Canadá	2.4667	0.0814***	8.30E-05
Colômbia	-0.6842	0.0520***	0.0008
Coréia do Sul	1.7965*	0.0695***	0.0002
Dinamarca	56.4905***	0.0408***	0.0005
Espanha	1.2103	0.0641***	0.0007
Estados Unidos	-1.0047***	0.0608***	0.0014*
Filipinas	-0.9725***	0.0537***	0.0003
Finlândia	-1.0123***	0.0445***	0.0020***
França	26.6239***	0.0479***	0.0003
Grécia	-1.0051***	0.0459**	0.0010
Holanda	-1.0046***	0.0528***	0.0021*
Hong Kong	-1.0121***	0.0949***	0.0086***
Hungria	211.7928***	0.0003	0.0003***
Índia	-1.0089***	0.0672***	0.0043**
Irlanda	-6.3056***	0.0003	0.0049***
Islândia	-0.9441***	0.0319*	0.0012*
Israel	-1.0016***	0.0636***	0.0006
Itália	-0.9982***	0.0418***	0.0007
Japão	-1.0049***	0.0542***	0.0036***
Malásia	-1.0045***	0.0743***	0.0012
México	383.1915***	0.0007	8.76E-05***
Noruega	-1.0074***	0.0670***	0.0015*
Peru	-1.0619	0.0457*	0.0349*
Polónia	-1.0278***	0.1112***	0.0031***
Portugal	-1.0091***	0.0532***	0.0023***
Reino Unido	-1.0026***	0.0667***	0.0020*
República Tcheca	-1.0183***	0.0435*	0.0049***
Rússia	-1.0166***	0.1457***	0.0155***
Singapura	-1.0065***	0.0871***	0.0063***
Suécia	-1.0117***	0.0584***	0.0007
Suíça	-1.0108***	0.0575***	0.0004
Tailândia	-1.0094***	0.0657**	0.0056***
Turquia	-1.0123	0.0738***	0.0034
Venezuela	-1.8422**	0.0362***	0.0034**

Fonte dos Dados Brutos: IFS. \*, \*\*, \*\*\* indicam significância a 10%, 5% e 1%, respectivamente

cotados com uma alta frequência, se ajustassem rapidamente a um equilíbrio novo toda a vez que uma nova informação sobre a inflação surgisse. Somando-se os ajustamentos por período de ambas as séries, a Rússia é o país com maior velocidade de retorno ao equilíbrio, com 16% de ajuste por período (mês). No entanto, a média de ajuste por período é de 6,19%, caracterizando que os desalinhamentos em relação ao equilíbrio de longo prazo permanecem para todos os países por um longo tempo.

Para analisarmos, dividimos os países em emergentes e desenvolvidos, bem como filtramos para os casos dos países que não apresentaram cointegração ou não possuem séries consideradas estacionárias pelos testes. Assim, foram excluídos da análise do VECM Alemanha, Dinamarca, Filipinas, França, Grécia, Holanda, Hungria, Irlanda, Islândia, México, República Tcheca, Suíça e Venezuela. Os resultados encontrados, conforme a tabela 7.3, evidenciam que a média dos betas estimados para os países emergentes ficaram mais próximos de uma relação unitária negativa entre as variáveis, enquanto que a média dos betas para os países desenvolvidos ficou muito próxima de zero. No entanto, as diferenças entre os betas para os países desenvolvidos são maiores, chegando a ficar positivo em alguns casos (Áustria, Canadá, Coréia do Sul e Espanha) denotando que a Hipótese de Fisher se sustenta para alguns países desenvolvidos. Os betas estimados para Canadá e Espanha não foram significantes, indicando que as variáveis podem não possuir uma relação no longo prazo. A Áustria apresentou um beta positivo e estatisticamente significativo ao nível de 5%, sendo uma evidência a favor da Hipótese de Fisher. O coeficiente calculado para a Coréia do Sul foi positivo ao nível de significância de 10%. Kwon et al. [1997] obtiveram resultados diferentes para a Coréia do Sul, não encontrando relação estatisticamente significativa entre inflação e índice acionário. Ao analisarmos a tabela 7.3, percebe-se que 20 países possuem seus betas estatisticamente iguais à -1, indicando que o aumento de 1% na inflação deprecia o preço dos ativos também em 1%. Encontramos que o Índice Acionário para os países emergentes possui uma velocidade de ajuste média de 8% por período, enquanto que para os países desenvolvidos a média é de 6,5% por período. Assim, a diferença de velocidade de retorno ao equilíbrio entre os diferentes grupos de países é pequena, sendo ambos os ajustamentos lentos. Para os países emergentes, em média o ajuste demora 8,5 meses para retirar 50% da diferença ao equilíbrio, ou seja a meia-vida do desequilíbrio é de menos de 9 meses e 26 meses para diminuir a diferença em 90%. Para os países desenvolvidos o tempo de ajuste é maior, chegando a 11 meses para recuperar 50% (meia-vida) da diferença e a 34 meses para chegar a 90% do equilíbrio de longo prazo.

Tabela 7.3: Betas e Velocidade de Ajuste ao Equilíbrio.

Países	Velocidade de Ajuste ao Equilíbrio das Variáveis			
	Betas	Índice Acionário	Índice de Preços	Soma dos Ajustes
África do Sul	-0.1008	6.96%	0.38%	7.34%
Argentina	-2.1559	10.59%	0.17%	10.76%
Brasil	-1.0269*	9.44%	0.23%	9.67%
Colômbia	-0.6842	5.21%	0.01%	5.22%
Índia	-1.0089*	6.72%	0.43%	7.15%
Malásia	-1.0045*	7.43%	0.12%	7.55%
Peru	-1.0619*	4.57%	3.49%	8.06%
Rússia	-1.0166*	14.57%	1.55%	16.12%
Singapura	-1.0065*	8.71%	0.63%	9.34%
Tailândia	-1.0094*	6.57%	0.56%	7.13%
Turquia	-1.0123*	7.38%	0.34%	7.72%
Áustria	5.4151	5.26%	0.01%	5.27%
Bélgica	-1.0003*	5.66%	0.18%	5.84%
Canadá	2.4667	8.14%	0.01%	8.15%
Coréia do Sul	1.7965	6.95%	0.02%	6.97%
Espanha	1.2103	6.41%	0.07%	6.48%
Estados Unidos	-1.0047*	6.08%	0.14%	6.22%
Finlândia	-1.0123*	4.45%	0.20%	4.65%
Hong Kong	-1.0121*	9.49%	0.86%	10.35%
Israel	-1.0016*	6.36%	0.06%	6.42%
Itália	-0.9982*	4.18%	0.07%	4.25%
Japão	-1.0049*	5.42%	0.36%	5.78%
Noruega	-1.0074*	6.70%	0.15%	6.85%
Polônia	-1.0278*	11.12%	0.31%	11.43%
Portugal	-1.0091*	5.32%	0.23%	5.55%
Reino Unido	-1.0026*	6.67%	0.20%	6.87%
Suécia	-1.0117*	5.84%	0.07%	5.91%
Países Desenvolvidos	-0.07526	6.50%	0.18%	6.69%
Países Emergentes	-1.00799	8.01%	0.72%	8.73%

Fonte dos Dados Brutos: IFS. Média Aritmética. Países Emergentes incluídos: África do Sul, Argentina, Brasil, Colômbia, Índia, Malásia, Peru, Rússia, Singapura, Tailândia e Turquia.

Países Desenvolvidos incluídos: Áustria, Bélgica, Canadá, Coreia do Sul, Espanha, Estados Unidos, Finlândia, Hong Kong, Israel, Itália, Japão, Noruega, Polônia, Portugal, Reino Unido e Suécia. \* significa que o coeficiente não é estatisticamente diferente de -1 ao n.s. de 5%.

## 8 Teste de Cointegração com Quebra Estrutural

Para os países que não apresentaram uma relação de cointegração no longo prazo, ou obtiveram resultados ambíguos, foi utilizado o teste de Carrion-i Silvestre and Sansó [2006] que inclui no teste de cointegração, a existência de uma quebra estrutural tanto no termo determinístico quanto no vetor de cointegração. Assim, os países incluídos foram a Dinamarca, França, Grécia, Hungria, Irlanda, Islândia, México, República Tcheca, Suíça e Venezuela. Foram encontradas evidências de uma relação de cointegração com quebra estrutural para todos os países testados. Logo, os resultados confirmam a existência de um vetor de cointegração para estes países que, no entanto, não havia sido identificado devido à quebra estrutural no vetor de cointegração.

Tabela 8.1: Resultado dos Testes de Cointegração de Carrion-i Silvestre and Sansó [2006].

Ho: cointegração com quebra em uma data desconhecida

	Data da Quebra	Teste de Quebra	Valor Critico à 5%
Dinamarca	Janeiro-09	0.1064	0.2571
Filipinas	Fevereiro-91	0.061	0.1395
França	Janeiro-00	0.045	0.1309
Grécia	Fevereiro-01	0.0918	0.167
Hungria	Novembro-05	0.0835	0.2041
Irlanda	Junho-08	0.0398	0.2041
Islândia	Mai-05	0.0558	0.2041
México	Novembro-04	0.067	0.2067
República Tcheca	Fevereiro-09	0.0639	0.2041
Suíça	Julho-99	0.04	0.1395
Venezuela	Abril-90	0.0732	0.1309

Fonte dos Dados Brutos: IFS

## 9 Teste de Cointegração para as amostras pré e pós quebra estrutural

Após a identificação do ponto de quebra através do teste proposto por Carrion-i Silvestre and Sansó [2006], foram refeitos os testes de cointegração para os períodos pré e pós quebra estrutural, pois o teste de Johansen [1995] possui maior poder. Os resultados na tabela 8.1 mostram que para Dinamarca, Islândia, México, República Tcheca e Suíça foram encontrados cointegração entre as séries tanto na amostra pré quanto na amostra pós quebra estrutural similar aos resultados encontrados por Beyer et al. [2009], que após a consideração da quebra estrutural, as variáveis cointegraram. Para Filipinas, França, Grécia, Irlanda e Venezuela, a cointegração ocorreu apenas no período pós quebra estrutural. Por último, para a Hungria não foi encontrada cointegração entre as séries, para ambas as amostras. Uma explicação para a falta de cointegração decorre da repartição das séries, tornando as amostras disponíveis para os testes pequenas, prejudicando o poder do teste de cointegração.

Alguns acontecimentos macro/históricos podem ter sido identificados como uma quebra na relação entre as variáveis para os países. Este estudo focará nos países que obtiveram cointegração para ambos os períodos da amostra, pois são os países cujos tanto os testes de Johansen [1995], quanto o teste de Carrion-i Silvestre and Sansó [2006] identificaram a existência de um equilíbrio estável. Em janeiro de 2009, o Banco Central dinamarquês lançou um pacote financeiro de DKK 100 Bilhões (*Krone* dinamarquês), a fim de garantir a suficiência de capital para empréstimos Institutions Newsletter [2009], o que pode ter sido identificado como uma quebra estrutural e uma mudança na relação de longo prazo entre as variáveis. A quebra do vetor de cointegração da Islândia pode ser explicada pelo fato de que em fevereiro de 2005 até o início de 2006, a inflação na Islândia ficou acima da banda superior de 4% da meta de inflação, afetando a dinâmica previamente esperada entre ambas as variáveis (Hunt [2006]). Já para o México, desde a crise em 1994, uma das maiores contradições econômicas era a recuperação econômica conjuntamente com a estagnação nos empréstimos bancários. No entanto, no final de 2004 os bancos reportaram uma recuperação substancial nos empréstimos, continuando no início de 2005 sinalizando uma reversão da estagnação dos últimos 10 anos Bubel [2005], e identificado como um ponto de quebra na relação entre as variáveis neste estudo. O ponto de quebra no vetor de cointegração entre as variáveis para a República Tcheca foi identificado em março de 2009, no momento em que o índice do mercado de ações de Praga, alcançou o seu menor valor para a série histórica desde 1998, e no mesmo mês em que o ex-Primeiro Ministro Mirek Topolánek renunciou ao cargo. O ponto de quebra identificado para a Suíça possivelmente emana da contração econômica ocorrida em 2009 em 1,9% (*State Secretariat for Economic Affairs*), mas que a partir do

terceiro quarto de 2009 mostrava recuperação e um crescimento estável.

Tabela 8.2: Resultado dos Testes de Cointegração de Johansen para o período pré e pós quebra estrutural.

País	Amostra	Estatística Traço	Máximo Autovalor
Dinamarca	Fev-97/Out-00	1(0.0117)	1(0.0176)
	Nov-00/Jan-11	1(0.0127)	1(0.043)
Filipinas	Fev-79/Fev-91	0(0.3652)	0(0.4473)
	Mar-91/Jan-11	1(0.038)	1(0.0469)
França	Fev-89/Jan-00	0(0.5172)	0(0.4194)
	Fev-00/Jan-11	1(0.0044)	1(0.0191)
Grécia	Dez-94/Fev-01	0(0.4184)	0(0.5541)
	Mar-01/Jan-11	1(0.0074)	1(0.032)
Hungria	Fev-01/Nov-05	0(0.2939)	0(0.3166)
	Dez-05/Jan-11	0(0.6621)	0(0.7756)
Irlanda	Fev-98/Jun-08	0(0.6813)	0(0.7726)
	Jul-08/Jan-11	1(0.0002)	1(0.0005)
Islândia	Mai-03/Mai-05	1(0.0009)	1(0.0028)
	Jun-05/Jan-11	1(0.0027)	1(0.0006)
México	Fev-99/Nov-04	1(0.0272)	1(0.0425)
	Dez-04/Jan-11	1(0.0271)	1(0.013)
República Tcheca	Out-98/Fev-09	1(0.0234)	1(0.0243)
	Mar-09/Jan-11	1(0.0035)	1(0.0056)
Suíça	Fev-90/Jul-99	1(0.0408)	1(0.0213)
	Ago-99/Jan-11	1(0.0028)	1(0.0077)
Venezuela	Abr-72/Abr-90	0(0.7013)	0(0.677)
	Mai-90/Jan-11	1(0.0327)	1(0.0239)

Fonte dos Dados Brutos: IFS

## Conclusão

Os trabalhos feitos estudando a relação entre o índice acionário e a inflação enfrentam dificuldades em encontrar evidências que corroborem, de modo convincente, alguma das diversas teorias que surgiram sobre o assunto. Neste estudo foram analisados 40 países para o período mais longo disponível no IFS, através do teste de cointegração de Johansen [1995] e Vetores de Correção de Erro (VEC) para explorar as evidências sobre a capacidade de hedge dos ativos acionários com relação à inflação. Além disso, incluiu-se um teste de cointegração com quebra estrutural a fim de testar a relação entre as séries que não cointegraram através do teste principal de Johansen [1995].

As diferenças entre países industrializados e emergentes não são claras como inicialmente pressumido. Os resultados encontrados indicam que há uma relação negativa e significativa entre as variáveis analisadas para a maioria dos países, isto é, um aumento da inflação reduz o preço dos ativos reais. Logo, mesmo no longo prazo, a Hipótese de Fisher não se sustenta. Além disso, a velocidade de ajustamento ao equilíbrio se mostrou lenta para todos os países, sendo este um resultado importante para os investidores, apontando a incapacidade dos preços de ativos acionários de serem um hedge eficiente contra a inflação. Tal resultado sistematicamente encontrado para 20 países facilita a compreensão dos investidores sobre a relação de curto prazo entre as variáveis e ajuda no embasamento de projeções futuras com relação ao índice de preços e ao índice acionário.

Cabe ressaltar que, ao contrário dos artigos que analisam as variáveis em diferença, ao considerarmos as variáveis em nível, um equilíbrio de longo prazo entre estas foi encontrado, e mesmo

que o retorno ao equilíbrio seja lento, ele existe e, após um período suficientemente longo, ambas as variáveis retornarão ao equilíbrio de longo prazo. Além disso, o equilíbrio de longo prazo encontrado para a maioria dos países decorreu do teste sem a inclusão de quebra estrutural, ao contrário do trabalho de Beyer et al. [2009]. Assim, a relação de longo prazo entre as variáveis permanece estável para 29 países, indicando que choques reais ou monetários, mesmo permanentes, não são capazes de afetar a dinâmica entre estas variáveis. Tal resultado é importante, evidenciando para os agentes econômicos que a dinâmica entre a inflação e o preço dos ativos acionários não muda no tempo, apesar de choques monetários e reais, e que a maneira como ambas as variáveis se relacionam é estável por todo o período analisado. Além disso, esse resultado ajuda os reguladores na formulação de políticas econômicas, pois o impacto de mudanças econômicas não afetam de maneira permanente a dinâmica conjunta dessas variáveis. A inclusão do teste de cointegração com quebra estrutural apresentou um resultado importante para alguns países: A incapacidade do teste de Johansen [1995] de encontrar um vetor de cointegração para Dinamarca, Islândia, México, República Tcheca e Suíça para a amostra toda decorreu da existência de uma quebra no vetor de cointegração entre as variáveis. Após esta quebra ser considerada e refeitos os testes de cointegração para os períodos da amostra antes e após a quebra, encontrou-se cointegração entre as variáveis mas permanecendo a relação negativa entre elas.

## Referências

- A.M. Adam and S. Frimpong. Can Stocks Hedge against Inflation in the Long Run? Evidence from Ghana Stock Market. *International Journal of Business and Management*, 5(6):P188, 2010. ISSN 1833-8119.
- P. Alagidede and T. Panagiotidis. Can common stocks provide a hedge against inflation? Evidence from African countries. *Review of Financial Economics*, 19(3):91–100, 2010. ISSN 1058-3300.
- W. Alan Bartley, J. Lee, and M.C. Strazicich. Testing the null of cointegration in the presence of a structural break. *Economics Letters*, 73(3):315–323, 2001. ISSN 0165-1765.
- Y. Amihud. Unexpected inflation and stock returns revisited-evidence from Israel. *Journal of Money, Credit & Banking*, 28(1):22–33, 1996.
- J. Ammer. *Inflation, inflation risk, and stock returns*. Board of Governors of the Federal Reserve System, 1994.
- A. Anari and J. Kolari. Stock prices and inflation. *Journal of Financial Research*, 24(4):587–602, 2001.
- J. Benderly and B. Zwick. Inflation, real balances, output, and real stock returns. *The American Economic Review*, 75(5):1115–1123, 1985. ISSN 0002-8282.
- A. Beyer, A.A. Haug, and W.G. Dewald. Structural Breaks, Cointegration and the Fisher Effect. *Working Paper Series*, 2009.
- Z. Bodie. Common stocks as a hedge against inflation. *The Journal of Finance*, 31(2):459–470, 1976. ISSN 0022-1082.
- R.V. Bubel. Mexico emerges from 10-year credit slum. Online Article, May 2005.
- M.J. Buono. The relationship between the variability of inflation and stock returns: an empirical investigation. *Journal of Financial Research*, 12(4):329–39, 1989.

- J.Y. Campbell and T. Vuolteenaho. Inflation illusion and stock prices, 2004.
- J.L. Carrion-i Silvestre and A. Sansó. Testing the Null of Cointegration with Structural Breaks\*. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 68(5):623–646, 2006. ISSN 1468-0084.
- S.J. Cochran and R.H. Defina. Inflation’s negative effects on real stock prices: new evidence and a test of the proxy effect hypothesis. *Applied Economics*, 25(2):263–274, 1993. ISSN 0003-6846.
- B.V. Cozier and A.H. Rahman. Stock returns, inflation, and real activity in Canada. *The Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d’Economie*, 21(4):759–774, 1988. ISSN 0008-4085.
- M.B. Devereux and J. Yetman. Price-setting and exchange rate pass-through: theory and evidence. *Price adjustment and monetary policy*, 2:347–71, 2003.
- G. Elliott, T.J. Rothenberg, and H. Stock James. Efficient tests for an autoregressive unit root. *Econometrica*, 64(4):813–836, 1996.
- Kenneth. J. Ely and P. Robinson. Are stocks a hedge against inflation? International evidence using a long-run approach. *Journal of International Money and Finance*, 16(1):141–167, 1997. ISSN 0261-5606.
- R.F. Engle and C.W.J. Granger. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55(2):251–276, 1987. ISSN 0012-9682.
- R.F. Engle and B.S. Yoo. *Cointegrated economic time series: an overview with new results*. Oxford University Press, USA, 1991. ISBN 0198283393.
- E.F. Fama. Stock returns, real activity, inflation, and money. *The American Economic Review*, 71(4):545–565, 1981. ISSN 0002-8282.
- E.F. Fama and G.W. Schwert. Asset returns and inflation. *Journal of Financial Economics*, 5(2):115–146, 1977.
- M.S. Feldstein. Inflation and the stock market. *American Economic Review*, 70:839–847, 1980.
- I. Fisher. *The theory of interest: as determined by impatience to spend income and opportunity to invest it*. 1930.
- L.A. Gallagher and M.P. Taylor. The stock return-inflation puzzle revisited. *Economics Letters*, 75(2):147–156, 2002.
- M. Gertler and E.L. Grinols. Unemployment, inflation, and common stock returns. *Journal of Money, Credit and Banking*, 14(2):216–233, 1982. ISSN 0022-2879.
- R. Geske and R. Roll. The fiscal and monetary linkage between stock returns and inflation. *The Journal of Finance*, 38(1):1–33, 1983. ISSN 0022-1082.
- A.W. Gregory and B.E. Hansen. Tests for cointegration in models with regime and trend shifts. *Oxford bulletin of Economics and Statistics*, 58(3):555–60, 1996.
- N.B. Gultekin. Stock market returns and inflation: evidence from other countries. *The Journal of Finance*, 38(1):49–65, 1983. ISSN 0022-1082.
- B.E. Hansen. Convergence to stochastic integrals for dependent heterogeneous processes. *Econometric Theory*, 8(04):489–500, 1992. ISSN 1469-4360.
- D. Harris and B. Inder. *A test of the null hypothesis of cointegration*. OUP, 1994.

- Jon A Hooks. Can Earnings Innovations Explain the Inverse Relationship Between Unanticipated Inflation and Stock Returns? *Journal of Applied Business Research*, 9:10, 1993.
- B. Hunt. Simple efficient policy rules and inflation control in iceland. *Economics*, wp:34, 2006.
- Financial Institutions Newsletter. Danish government launches bank package for danish financial industry, January 2009.
- J.F. Jaffe and G. Mandelker. The "Fisher effect" for risky assets: An empirical investigation. *The Journal of Finance*, 31(2):447–458, 1976. ISSN 0022-1082.
- C. James, S. Koreisha, and M. Partch. A VARMA analysis of the causal relations among stock returns, real output, and nominal interest rates. *The Journal of Finance*, 40(5):1375–1384, 1985. ISSN 0022-1082.
- S. Johansen. *Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models*. Oxford University Press, USA, 1995. ISBN 0198774508.
- K. John and J. Williams. Dividends, dilution, and taxes: A signalling equilibrium. *The Journal of Finance*, 40(4):1053–1070, 1985.
- A. Kalay. Signaling, information content, and the reluctance to cut dividends. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 15(04):855–869, 1980.
- E. Kurozumi. Testing for stationarity with a break. *Journal of Econometrics*, 108(1):63–99, 2002. ISSN 0304-4076.
- Peter Kwiatkowski. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root\* 1:: How sure are we that economic time series have a unit root? *Journal of econometrics*, 54(1-3): 159–178, 1992. ISSN 0304-4076.
- C.S. Kwon, T.S. Shin, and F.W. Bacon. The effect of macroeconomic variables on stock market returns in developing markets. *Multinational Business Review*, 5:63–70, 1997.
- B.S. Lee. Causal relations among stock returns, interest rates, real activity, and inflation. *The Journal of Finance*, 47(4):1591–1603, 1992. ISSN 0022-1082.
- SJ Leybourne and BPM McCabe. A simple test for cointegration. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 56(1):97–103, 1994.
- Y.A. Liu, L.P. Hsueh, and R.J. Clayton. A re-examination of the proxy hypothesis. *Journal of Financial Research*, 16:261–261, 1993. ISSN 0270-2592.
- J.G. MacKinnon, A.A. Haug, and L. Michelis. Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration. *Journal of Applied Econometrics*, 14(5):563–577, 1999.
- BPM McCabe, SJ Leybourne, and Y. Shin. A parametric approach to testing the null of cointegration. *Journal of Time Series Analysis*, 18(4):395–413, 1997. ISSN 1467-9892.
- J. McCarthy, M. Najand, and B. Seifert. Empirical tests of the proxy hypothesis. *Financial Review*, 25(2):251–263, 1990. ISSN 1540-6288.
- F. Modigliani and R.A. Cohn. Inflation, rational valuation and the market. *Financial Analysts Journal*, 35(2):24–44, 1979.
- M. Mogliani. Residual-based tests for cointegration and multiple deterministic structural breaks: A Monte Carlo study. 2010.

- S. Ng and P. Perron. Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. *Econometrica*, 69(6):1519–1554, 2001. ISSN 1468-0262.
- E. Padovano, F. e Galli. Tax rates and economic growth in the OECD countries (1950-1990). *Economic Inquiry*, 39(1):44–57, 2001. ISSN 0095-2583.
- S. Park. Rationality of negative stock-price responses to strong economic activity. *Financial Analysts Journal*, 5:52–56, 1997. ISSN 0015-198X.
- P.C.B. Phillips and S. Ouliaris. Asymptotic properties of residual based tests for cointegration. *Econometrica*, 58(1):165–193, 1990. ISSN 0012-9682.
- R. Ram and D.E. Spencer. Stock returns, real activity, inflation, and money: comment. *The American Economic Review*, 73(3):463–470, 1983. ISSN 0002-8282.
- D.E. Rapach and M.E. Wohar. Testing the monetary model of exchange rate determination: new evidence from a century of data. *Journal of International Economics*, 58(2):359–385, 2002.
- J.R. Ritter and R.S. Warr. The decline of inflation and the bull market of 1982–1999. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 37(01):29–61, 2002.
- Y. Shin. A residual-based test of the null of cointegration against the alternative of no cointegration. *Econometric Theory*, 10(01):91–115, 1994. ISSN 1469-4360.
- B. Solnik. The relation between stock prices and inflationary expectations: the international evidence. *The Journal of Finance*, 38(1):35–48, 1983. ISSN 0022-1082.
- B. Solnik and V. Solnik. A multi-country test of the Fisher model for stock returns. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 7(4):289–301, 1997. ISSN 1042-4431.
- J.H. Stock and M.W. Watson. A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems. *Econometrica*, 61(4):783–820, 1993. ISSN 0012-9682.
- B. Wahlroos and T. Berglund. Stock returns, inflationary expectations and real activity:: New evidence. *Journal of Banking & Finance*, 10(3):377–389, 1986. ISSN 0378-4266.
- KC Wei and K.M. Wong. Tests of inflation and industry portfolio stock returns. *Journal of Economics and Business*, 44(1):77–94, 1992. ISSN 0148-6195.
- J. Westerlund and D.L. Edgerton. A panel bootstrap cointegration test. *Economics Letters*, 97(3):185–190, 2007. ISSN 0165-1765.
- C.C. Yeh and C.F. Chi. The Co-Movement and Long-Run Relationship between Inflation and Stock Returns: Evidence from 12 OECD Countries. *Journal of Economics and Management*, 5(2):167–186, 2009.