

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO

BRUNO BREYER CALDAS

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

Porto Alegre

2011

**BRUNO BREYER CALDAS**

**OS ATIVOS ACIONÁRIOS E SEU EFEITO HEDGE SOBRE A INFLAÇÃO:  
UMA ANÁLISE POR VECM PARA 40 PAÍSES**

Dissertação submetida à Escola de Administração da UFRGS, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Administração com Ênfase em Finanças.

Orientador: Prof. Dr. Paulo Renato Soares  
Terra

**Porto Alegre**

**2011**

## Agradecimentos

Este trabalho somente foi possível devido à excepcional orientação que me foi dada pelo professor Dr. Paulo Renato Soares Terra. Sua paciência e dedicação nas correções e conselhos me ajudaram muito na finalização deste trabalho.

Gostaria de agradecer à todos os meus amigos pela ajuda e incentivo que me deram nos momentos difíceis desta dissertação. Particularmente ao Marcos, Rodrigo e Renan. Quero agradecer também todos os meus colegas de mestrado que dividiram comigo as dificuldades dos estudos.

Agradeço aos meus familiares pela crença em minha capacidade e estímulo ao meu aprimoramento.

À minha companheira, Marília, pelo apoio incondicional.

Também agradeço ao PPGA por fornecer todo o suporte e estrutura necessários para o aproveitamento máximo das oportunidades oferecidas pelo mestrado. Ao CNPQ pela bolsa de estudos e à FEE pela compreensão durante a elaboração deste trabalho.

## 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. 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.

**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 arrises, 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 dinamic between stock prices and goods prices.

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

# Sumário

<b>1</b>	<b>Introdução</b>	<b>1</b>
1.1	A Hipótese de Fisher e o <i>puzzle</i> entre o Índice Acionário e a Inflação . . . . .	4
1.2	Teste da Hipótese de Fisher para o Longo Prazo. . . . .	9
<b>2</b>	<b>Hipótese de Fisher</b>	<b>11</b>
2.1	Modelo Teórico da Hipótese de Fisher . . . . .	11
2.2	Modelo Empírico da Hipótese de Fisher . . . . .	13
<b>3</b>	<b>Teste de Cointegração</b>	<b>15</b>
3.1	Teste de Cointegração com Quebra Estrutural . . . . .	17
3.2	Método de Estimação Endógeno para a Data da Quebra Estrutural . . . . .	20
<b>4</b>	<b>Dados e Estatísticas Descritivas</b>	<b>21</b>
<b>5</b>	<b>Resultados</b>	<b>29</b>
5.1	Estimação do Vetor de Correção de Erros. . . . .	32
5.2	Teste de Cointegração com Quebra Estrutural . . . . .	37
5.3	Teste de Cointegração para as amostras pré e pós quebra estrutural . . . . .	37
<b>6</b>	<b>Conclusão</b>	<b>40</b>

# Lista de Tabelas

1.1	Quadro Síntese da Literatura . . . . .	9
1.2	Quadro Resumo dos Trabalhos Recentes . . . . .	10
4.1	Correlação e Período analisado . . . . .	23
4.2	Estatísticas Descritivas do Índice de Preços . . . . .	25
4.3	Estatísticas Descritivas do Índice Acionário . . . . .	26
4.4	Testes de Raiz Unitária . . . . .	28
5.1	Resultado dos Testes de Cointegração de Johansen para todo a amostra . . .	30
5.2	Resultado do Vetor de Correção de Erro . . . . .	33
5.3	Betas e Velocidade de Ajuste ao Equilíbrio . . . . .	36
5.4	Resultado dos Testes de Cointegração de Carrion-i Silvestre e Sansó (2006) .	37
5.5	Resultado dos Testes de Cointegração de Johansen para o periodo pré e pós quebra estrutural. . . . .	39
6.1	Quadro Síntese . . . . .	41

# Capítulo 1

## 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, equanto 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 e 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 anal-

isados 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 expectacionais 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 e Cohn (1979), Feldstein (1980), Fama (1981), Devereux e Yetman (2003), Gallagher e Taylor (2002) e Anari e Kolari (2001). Os resultados encontrados também são similares aos obtidos por Yeh e 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.

## 1.1 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 e Mandelker (1976); Bodie (1976); Nelson (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 e 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 sobre a Hipótese de Fisher tem se expandido, e os resultados são muito parecidos (Gertler e Grinols (1982), Buono (1989) e Park (1997)).

---

<sup>1</sup>Os ativos incluídos são: portfólios 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.

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 e Spencer (1983) notam que esta explicação questiona as teorias convencionais

---

<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.

da curva de Phillips, na qual uma relação positiva e não negativa entre inflação e atividade real é hipotetizada<sup>4</sup>. Ram e 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 e 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), Benderly e Zwick (1985), Wei e Wong (1992), e Lee (1992) encontram suporte para a *Proxy Hypothesis*, enquanto Ram e Spencer (1983) e Park (1997) não. Similarmente, Geske e Roll (1983), Ely e Robinson (1997), Park e Ratti (2000), 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 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

---

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

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 e 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 e Berglund (1986) testam Hipótese de Fisher e a *Proxy Hypothesis* usando dados Finlandeses, e rejeitam ambas. Cozier e 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 e 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 e Cohn (1979) argumenta que os participantes do mercado acionário possuem dificuldade em calcular corretamente a taxa de

---

<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 e Solnik (1997) não incluíram a Itália na amostra, o país desenvolvido no qual a inflação foi a mais pronunciada no período estudado.

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 desenvolvida 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 e Warr (2002) e Campbell e Vuolteenaho (2004). Campbell e 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 e Wohar (2002) não encontram evidências de ilusão inflacionária no preço dos ativos em um estudo utilizando 16 países industrializados.

Outra teoria, sugerida por Devereux e Yetman (2003) e Anari e Kolari (2001) é a *Risk-Premium Hypothesis*. Esta teoria sugere que taxas de desconto nominais possuem um impacto negativo no valor dos ativos no curto prazo porque o prêmio pela inflação aumenta e está incluído na taxa de desconto. Outra teoria relacionada é a de que inflação muda a aversão ao risco dos investidores e eleva o prêmio de risco dos ativos acionários, elevando assim a taxa de desconto real (Brandt e Wang (2003)).

Estudos recentes analisaram o comportamento da inflação e do retorno acionário nos mercados emergentes. Kwon et al. (1997) encontraram que variáveis nominais como a inflação e a taxa de juros nominal são basicamente insignificantes no caso da Coreia do Sul. Lee (1998) rejeita a *Proxy Hypothesis* para Hong Kong, Singapura, Coreia do Sul e Taiwan. Adrangi et al. (1999) rejeitam a *Proxy Hypothesis* no curto prazo para o México e a Coreia do Sul. Além deles, Henry (2002) investiga a reação de 25 países emergentes à 81 planos de estabilização da inflação, e conclui que estabilizar uma inflação alta gera um aumento significativo no mercado, enquanto que os resultados de estabilizar inflação moderada são economicamente fracos e estatisticamente insignificantes. O quadro 1.1 sintetiza os principais artigos que testaram as teorias e os seus resultados.

Tabela 1.1: Quadro Síntese da Literatura

Hipóteses	Literatura	Resultados
<i>Fisher</i>	Solnik e Solnik (1997), Kwon et al. (1997)	Apóiam
<i>Fisher</i>	Jaffe e Mandelker (1976), Bodie (1976)	Rejeitam
	Fama e Schwert (1977), Nelson (1976)	Rejeitam
	Gertler e Grinols (1982), Buono (1989)	Rejeitam
	Gultekin (1983), Cozier e Rahman (1988), Lee (1998)	Rejeitam
<i>Tax-Effects</i>	Feldstein (1980)	Apóia
<i>Tax-Effects</i>	Ammer (1994), Hooks (1993)	Rejeitam
<i>Proxy</i>	Fama (1981), Benderly e Zwick (1985)	Apóiam
	Wei e Wong (1992), Lee (1992)	Apóiam
	<i>Cozier e Rahman (1988)</i>	Apóia
<i>Proxy</i>	Ram e Spencer (1983), Park (1997)	Rejeitam
	Liu et al. (1993), McCarthy et al. (1990)	Rejeitam
<i>Reverse Causality</i>	Geske e Roll (1983), Park e Ratti (2000)	Apóiam
	James et al. (1985), Solnik (1983)	Apóiam
<i>Reverse Causality</i>	Lee (1992)	Rejeita
<i>Inflation Illusion</i>	Modigliani e Cohn (1979), Ritter e Warr (2002),	Apóiam
	Campbell e Vuolteenaho (2004)	Apóia
<i>Inflation Illusion</i>	Wahlroos e Berglund (1986), Rapach e Wohar (2002)	Rejeita

## 1.2 Teste da Hipótese de Fisher para o Longo Prazo.

A consideração do presente estudo é a de que a Hipótese de Fisher prevalece no longo prazo, apesar de que no curto prazo, resultados anômalos podem prevalecer. Alguns artigos testaram a robustez da teoria para o longo prazo, encontrando resultados divergentes (Boudoukh e Richardson (1993), Cochran e Defina (1993), Boudoukh e Richardson (1994), Schotman e Schweitzer (2000)). Ely e Robinson (1997) empregam uma análise de cointegração multivariada para testar as explicações alternativas e encontram poucas evidências de alguma relação de cointegração. A hipótese de que as ações ordinárias são um bom hedge contra a inflação também é fortemente rejeitada para todos os casos examinados. Beyer et al. (2009) utilizam um teste de cointegração com quebra estrutural para verificar a existência de uma relação de longo prazo para 15 países da OCDE, encontrando resultados que favorecem a existência de uma relação de cointegração para a maioria dos países, apenas após a inclusão da quebra



estrutural. Além disso, também encontraram evidências em favor de uma relação positiva entre as variáveis, mas não favoráveis à Hipótese de Fisher.

Adam e Frimpong (2010), Alagidede e Panagiotidis (2010) encontram uma relação positiva de longo prazo entre inflação e o preços dos ativos acionários para os países analisados. Adrangi et al. (2002) encontram evidências de uma relação negativa entre inflação e o retorno acionário, bem como suporte à *Proxy Hypothesis* no longo prazo para o Brasil. Yeh e Chi (2009) encontram uma relação de longo prazo inversa entre inflação e o índice acionário para 12 países da OCDE, gerando evidências que são consistentes com a *Inflation Illusion Hypothesis* e com a *Tax-Effect Hypothesis*. Crosby (2001) encontra evidências de uma relação negativa para dados para a Austrália somente no curto prazo, com um coeficiente positivo entre ambas as variáveis no longo prazo. Mais recentemente, Durai e Bhaduri (2009) encontraram evidências que favorecem a *Reverse Causality Hypothesis* para a Índia. Em outro trabalho, Choudhry e Pimentel (2010) encontram uma relação positiva entre inflação e o índice acionário para o Brasil, mas somente para inflação alta, não havendo relação entre inflação baixa e o preço das ações. O presente estudo pretende iluminar esta questão, da relação entre inflação e preço dos ativos acionários, que permanece em larga escala ainda aberta. O quadro 1.2 apresenta uma síntese dessa literatura.

Tabela 1.2: Quadro Resumo dos Trabalhos Recentes

Autores	Países Analisados	Relação entre as Variáveis
Adam e Frimpong (2010)	Gana	Positiva
Adrangi et al. (2002)	Brasil	Negativa
Alagidede e Panagiotidis (2010)	Países Africanos	Positiva
Bajo-Rubio et al. (2003)	Reino Unido	Positiva
Beyer et al. (2009)	15 Países da OCDE	Positiva
Choudhry e Pimentel (2010)	Brasil	Dúbia
Crosby (2001)	Austrália	Negativa
Durai e Bhaduri (2009)	Índia	Negativa
Ely e Robinson (1997)	Países da OCDE	Positiva
Luintel e Paudyal (2006)	Reino Unido	Positiva
Yeh e Chi (2009)	15 Países OCDE	Negativa

# Capítulo 2

## Hipótese de Fisher

### 2.1 Modelo Teórico da Hipótese de Fisher

A equação de Fisher descreve a relação existente entre a taxa de juros nominal e a inflação esperada. Se a taxa de juros real *ex ante* é pressumida constante, então os agentes econômicos irão demandar um retorno nominal que compense a utilidade marginal não obtida através do consumo presente (medida pela taxa de juros real) e do declínio do poder de compra da moeda. O declínio do poder de compra da moeda é medido comumente pela taxa de inflação esperada para o período do empréstimo. Logo, a equação de Fisher, em sua forma mais simples é dada por:

$$R_t = (E_{t-1}[r_t]) + (E_{t-1}[\pi_t]) + u_t \quad (2.1)$$

Onde  $R_t$  é a taxa de juros nominal,  $(E_{t-1}[r_t])$  e  $(E_{t-1}[\pi_t])$  são, respectivamente, a taxa de juros real *ex ante* e a taxa de inflação esperada (definida como  $\pi_t = P_t - P_{t-1}$ ) e  $E[\bullet]$  indica o operador da esperança condicional. Com expectativas racionais, a esperança da inflação e a inflação realizada diferem por um erro de previsão estacionário com média zero  $u_{1t}$ , obtendo

$$\pi_t = E_{t-1}[\pi_t] + v_{1t} \quad (2.2)$$

De modo similar, a taxa de juros real *ex post* é a soma da taxa de juros real *ex ante* e o erro de previsão  $v_{2t}$ .

$$r_t = E_{t-1}[r_t] + v_{2t} \quad (2.3)$$

A taxa de inflação e a taxa de juros nominal são observáveis e a taxa de juros real *ex post* é

$$r_t = R_t - \pi_t + v_t^{(1)} \quad (2.4)$$

onde  $v_t^{(1)} = u_t - v_{1t} - v_{2t}$ .

Podemos reescrever a 2.4 de modo a ficar mais clara a especificação utilizada na literatura;

$$R_t = \alpha + r_t + \beta\pi_t + e_t \quad (2.5)$$

A equação 2.5 provém a base para testar a Hipótese de Fisher com relação à taxa de juros. Pressumindo  $e_t$  como estacionário, as propriedades de integração de  $r_t$  são determinadas pelas propriedades de integração de  $R_t$  e  $\pi_t$ . Se estas últimas variáveis forem estacionárias,  $(R_t, \pi_t \sim I(0))$ , então  $r_t \sim I(0)$ . No entanto, se ambas as séries são não estacionárias, i.e.  $(R_t, \pi_t \sim I(1))$ , então pode existir uma relação de cointegração entre a taxa de juros e a inflação, com um vetor de cointegração que relaciona a dinâmica de curto e longo prazo das variáveis.

## 2.2 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 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:

$$\Delta S_t = s_t + \beta E(\Delta P_t | \phi_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (2.6)$$

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:

$$S_t = s_t + \beta E(P_t | \phi_{t-1}) + e_t \quad (2.7)$$

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 2.7 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.

## Capítulo 3

# Teste de Cointegração

Basicamente, quando duas variáveis são integradas de primeira ordem, ou seja, para tornar cada uma delas estacionária, é necessária a aplicação de uma diferença de ordem um. Nesse caso, diz-se que cada uma dessas variáveis é diferença estacionária (DS). No entanto, quando duas variáveis são integradas de ordem um, mas sua combinação linear for estacionária, isto é, apesar de serem ambas integradas de ordem um e a sua combinação for integrada de ordem zero, elas serão cointegradas, desde que os resíduos da regressão, envolvendo essas duas variáveis, sejam estacionários. Quando duas variáveis são cointegradas implicam na existência de um equilíbrio de longo prazo entre elas. A realização do teste de cointegração teve tem como objetivo detectar se há relacionamento de longo prazo entre as variáveis. Mais especificamente, foi utilizado o teste de cointegração de Johansen. Também foi utilizado modelo vetorial de correção de erro para verificar como o índice de preços e o índice acionário se relacionam no curto prazo. Definindo um vetor  $z_t$  com  $n$  variáveis endógenas potenciais, é possível especificar o seguinte processo gerador e modelar  $z_t$  como um vetor auto-regressivo (VAR) sem restrição envolvendo  $k$  defasagens de  $z_t$ . Logo o modelo VAR pode ser representado como:

$$z_t = A_1 z_{t-1} + \dots + A_k z_{t-k} + \Phi D_t + u_t \quad (3.1)$$

Sendo que  $u_t \sim IN(0, \Sigma)$ ,  $z_t$  é um vetor ( $n \times 1$ ) e cada elemento  $A_i$  é uma matriz de parâmetros de ordem ( $n \times n$ ) e  $D_t$  representa termos determinísticos, tais como, constante, tendência linear, *dummies* sazonais, *dummies* de intervenção, ou qualquer outro tipo de regressor que sejam considerados fixos e não estocásticos. A equação 3.2 pode ser modificada em termos de um modelo de vetor de correção de erro (VECM), cujo formato é o seguinte:

$$\nabla z_t = \Gamma_1 \nabla z_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \nabla z_{t-k+1} + \Pi z_{t-k} + \Phi D_t + u_t \quad (3.2)$$

Onde,  $\Gamma_i = -(I - A_i)$ , ( $i = 1, \dots, k-1$ ) e  $\Pi = -I(-A_1 - \dots - A_k)$ . A principal vantagem de se escrever o sistema em termos do modelo de correção de erro está relacionado ao fato de que, nesse formato, são incorporadas informações tanto de curto quanto de longo prazo via ajustes nas variações em  $z_t$ , as quais são dadas pelas estimativas dos parâmetros  $\Gamma_i$  e  $\Pi$ . Visto com maior nível de detalhes, o termo  $\Pi$  é representado como:

$$\Pi = \alpha \beta' \quad (3.3)$$

Sendo que  $\alpha$  representa a velocidade de ajustamento dos parâmetros da matriz no curto prazo, enquanto  $\beta$  é uma matriz de coeficientes de cointegração de longo prazo, onde o termo  $\beta' z_{t-k}$ , o qual está embutido na equação 3.3, representa as  $n - 1$  relações de cointegração no modelo multivariado, assegurando, dessa forma, que  $z_t$  converge para uma solução de equilíbrio no longo prazo. Resumidamente, a metodologia de cointegração de Johansen (1995) apresenta três situações distintas. Se o posto de  $\Pi$  é completo (isto é, há  $r = n$  colunas linearmente independentes), então as variáveis em  $z_t$  são  $I(0)$ , enquanto que, se o posto de  $\Pi$  é zero, então não há relacionamento de cointegração. Nenhum desses dois casos são particularmente interessantes. Mais importante é quando  $\Pi$  tem posto reduzido, isto é, há  $r \leq (n - 1)$  vetores de cointegração presentes. Portanto, quando  $r = n$ , isto significa que  $z_t$  é estacionário e, nesse caso, o ajuste do modelo deve ser efetuado com as variáveis em nível. Quando  $r = 0$ , significa que  $\nabla z_t$  é estacionário e, conseqüentemente, o modelo deve ser

ajustado com as variáveis diferenciadas. Finalmente, quando  $0 < r < n$ , isto equivale a testar quais colunas de  $\alpha$  são iguais a zero, ou seja, dado que  $\Pi$  pode ser formulado como  $\Pi = \alpha\beta'$ , onde  $\alpha$  e  $\beta$  correspondem a matrizes de dimensão  $(n \times r)$ , isto implica que  $\beta' z_t$  é estacionário, o que leva a conclusão de que existem  $r$  vetores de cointegração, que são exatamente as  $r$  colunas de  $\beta$ .

### 3.1 Teste de Cointegração com Quebra Estrutural

Nesta seção serão descritas as características do teste de cointegração com quebra estrutural proposto por Carrion-i Silvestre e 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 e Granger (1987); Phillips e Ouliaris (1990); Engle e 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 e Inder (1994); McCabe et al. (1997); Leybourne e 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 e 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 e 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 e 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:

$$y_t = \alpha_t + \xi_t + x_t' \beta_1 + \varepsilon_t, \quad (3.4)$$

$$x_t = x_{t-1} + \zeta_t, \quad (3.5)$$

$$\alpha_t = f(t) + \alpha_{t-1} + \eta_t, \quad (3.6)$$

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, 3.5 e 3.6 acima pode ser reescrito da seguinte forma:

$$y_t = g(t) + x_t' \beta_1 + x_t' \beta_2 DU_t + \varepsilon_t \quad (3.7)$$

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:

$$\Omega_a = \begin{bmatrix} \omega_1^2 & 0 \\ & \Omega_{22} \\ 0 & \sigma_\eta^2 \end{bmatrix} \quad (3.8)$$

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 3.4 e 3.5 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 e Watson (1993). Após considerar a endogeneidade, as distribuições assintóticas das estatísticas teste são as mesmas quando  $x_t$  é estritamente exógeno.<sup>1</sup> A estatística LM para testar a hipótese nula de cointegração, contra a alternativa de não cointegração é dada por:

$$SC(\lambda) = T^{-2} \omega_1^{-2} \sum_{t=1}^T S_t^2 \quad (3.9)$$

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 3.7 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  $SC(\lambda) > \text{valor crítico}$ .

---

<sup>1</sup>Pode-se encontrar a prova em Carrion-i-Silvestre & Sansó (2001).

## 3.2 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 endogenamente, como proposto por Carrion-i Silvestre e Sansó (2006), como a data que minimiza a sequência da soma dos quadrados dos resíduos. Formalmente,

$$\tilde{T}_b = \underset{\lambda \in \Lambda}{\operatorname{argmin}}[SSR(\lambda)] \quad (3.10)$$

Onde  $SSR(\lambda)$  é a soma dos quadrados dos resíduos de 3.7, 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.

# Capítulo 4

## Dados e Estatísticas Descritivas

Este estudo utiliza 40 países (África do Sul, Alemanha, Argentina, Áustria, Bélgica, Brasil, Canadá, Colômbia, Coréia 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>1</sup>

---

<sup>1</sup>Ver Kalay (1980) e John e Williams (1985) para uma descrição do papel de sinalização dos dividendos através da sua estabilidade. Geske e Roll (1983), Cochran e Defina (1993), Adam e Frimpong (2010), Alagidede e Panagiotidis (2010), Yeh e Chi (2009) também utilizam mudanças nos preços das ações como proxy para o retorno.

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

$$S_{anual} = Ln \left( \frac{S_t}{S_{t-12}} \right) x 100 \quad (4.1)$$

$$P_{anual} = Ln \left( \frac{P_t}{P_{t-12}} \right) x 100 \quad (4.2)$$

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 utilizado os valores *esperados* das variáveis. Empiricamente, avaliar as *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.

Tabela 4.1: Correlação e Período analisado

	Nº Obs	Período	Índice de Preços	Índice Acionário
África do Sul	600	02/1960 ; 01/2011	0.9835	0.9392
Alemanha	228	02/1992 ; 01/2011	0.9666	0.9454
Argentina	228	02/1992 ; 01/2011	0.9955	0.9423
Áustria	636	02/1958 ; 01/2011	0.9597	0.9492
Bélgica	636	02/1958 ; 01/2011	0.9379	0.9622
Brasil	194	12/1994 ; 01/2011	0.9972	0.9252
Canadá	312	02/1985 ; 01/2011	0.9374	0.9460
Colômbia	612	02/1960 ; 01/2011	0.9983	0.9535
Coréia do Sul	384	02/1979 ; 01/2011	0.9686	0.9451
Dinamarca	168	02/1997 ; 01/2011	0.9024	0.9619
Espanha	588	02/1962 ; 01/2011	0.9778	0.9387
Estados Unidos	636	02/1958 ; 01/2011	0.9456	0.9478
Filipinas	384	02/1979 ; 01/2011	0.9742	0.8660
Finlândia	636	02/1958 ; 01/2011	0.9724	0.9575
França	264	02/1989 ; 01/2011	0.9480	0.9572
Grécia	194	12/1994 ; 01/2011	0.9946	0.9497
Holanda	636	02/1958 ; 01/2011	0.9498	0.9614
Hong Kong	168	02/1997 ; 01/2011	0.9890	0.9340
Hungria	120	02/2001 ; 01/2011	0.9944	0.9603
Índia	636	02/1958 ; 01/2011	0.9617	0.9435
Irlanda	156	02/1998 ; 01/2011	0.9860	0.9598
Islândia	93	05/2003 ; 01/2011	0.9817	0.9793
Israel	636	02/1958 ; 01/2011	0.9914	0.9423
Itália	636	02/1958 ; 01/2011	0.9913	0.9549
Japão	636	02/1958 ; 01/2011	0.9612	0.9480
Malásia	360	02/1981 ; 01/2011	0.9420	0.9493
México	144	02/1999 ; 01/2011	0.9939	0.9327
Noruega	636	02/1958 ; 01/2011	0.8981	0.9259
Peru	254	12/1989 ; 01/2011	0.9891	0.9830
Polônia	204	02/1994 ; 01/2011	0.9951	0.9604
Portugal	264	02/1989 ; 01/2011	0.9930	0.9504
Reino Unido	564	02/1964 ; 01/2011	0.9777	0.9438
República Tcheca	148	10/1998 ; 01/2011	0.9845	0.9567
Rússia	148	10/1998 ; 01/2011	0.9968	0.9412
Singapura	300	02/1986 ; 01/2011	0.9626	0.9329
Suécia	636	02/1958 ; 01/2011	0.9787	0.9477
Suíça	252	02/1990 ; 01/2011	0.9806	0.9507
Tailândia	156	02/1998 ; 01/2011	0.9613	0.9358
Turquia	288	02/1987 ; 01/2011	0.9949	0.9458
Venezuela	466	04/1972 ; 01/2011	0.9912	0.9582

Fonte dos Dados Brutos: IFS.

A tabela 4.1 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 4.2 e 4.3 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.

Tabela 4.2: Estatísticas Descritivas do Índice de Preços

	Média	Mediana	Min	Máx	Desvio-Padrão	Jarque-Bera
África do Sul	8%	8%	0%	21%	0.050	0,000
Alemanha	2%	2%	0%	6%	0.012	0,000
Argentina	8%	6%	-2%	76%	0.099	0,000
Áustria	3%	3%	-3%	10%	0.022	0,000
Bélgica	4%	3%	-2%	16%	0.029	0,000
Brasil	20%	6%	2%	916%	0.847	0,000
Canadá	4%	3%	-1%	13%	0.031	0,000
Colômbia	16%	17%	2%	42%	0.089	0,000
Coréia do Sul	8%	5%	0%	35%	0.072	0,000
Dinamarca	5%	3%	1%	17%	0.038	0,045
Espanha	8%	6%	-1%	28%	0.056	0,000
Estados Unidos	4%	3%	-2%	15%	0.029	0,000
Filipinas	9%	7%	-3%	64%	0.093	0,000
Finlândia	5%	4%	-2%	19%	0.044	0,000
França	5%	3%	-1%	19%	0.040	0,985
Grécia	9%	5%	-16%	34%	0.089	0,000
Holanda	4%	3%	-3%	11%	0.027	0,000
Hong Kong	5%	5%	-6%	16%	0.050	0,069
Hungria	12%	8%	2%	39%	0.085	0,058
Índia	8%	7%	-11%	35%	0.057	0,000
Irlanda	3%	3%	-7%	7%	0.028	0,000
Islândia	10%	6%	0%	71%	0.104	0,000
Israel	35%	10%	-3%	486%	0.731	0,000
Itália	6%	5%	-2%	25%	0.058	0,000
Japão	3%	2%	-3%	25%	0.044	0,000
Malásia	3%	3%	-3%	24%	0.034	0,000
México	22%	9%	-2%	180%	0.307	0,000
Noruega	5%	4%	-2%	15%	0.034	0,000
Peru	258%	11%	-1%	12378%	11.499	0,000
Polônia	61%	9%	0%	1173%	1.907	0,000
Portugal	9%	5%	-2%	36%	0.085	0,000
Reino Unido	6%	4%	-2%	27%	0.051	0,000
República Tcheca	5%	3%	0%	13%	0.036	0,001
Rússia	21%	13%	5%	126%	0.250	0,000
Singapura	3%	2%	-3%	34%	0.048	0,000
Suécia	5%	4%	-2%	16%	0.037	0,000
Suíça	3%	2%	-1%	12%	0.024	0,000
Tailândia	5%	4%	-4%	29%	0.051	0,000
Turquia	43%	37%	3%	141%	0.303	0,000
Venezuela	20%	13%	-8%	115%	0.218	0,000

Fonte dos Dados Brutos: IFS. Nota: O valor do Jarque-Bera corresponde ao p-valor do teste.



Tabela 4.3: Estatísticas Descritivas do Índice Acionário

	Média	Mediana	Min	Máx	Desvio Padrão
África do Sul	13%	11%	-64%	88%	0.256
Alemanha	7%	7%	-52%	72%	0.222
Argentina	24%	18%	-56%	726%	0.740
Áustria	9%	1%	-62%	153%	0.303
Bélgica	5%	5%	-55%	61%	0.188
Brasil	48%	26%	-44%	1875%	1.730
Canadá	8%	11%	-38%	56%	0.173
Colômbia	24%	11%	-45%	374%	0.503
Coréia do Sul	14%	7%	-59%	198%	0.382
Dinamarca	12%	19%	-48%	63%	0.262
Espanha	11%	8%	-44%	141%	0.272
Estados Unidos	7%	7%	-41%	52%	0.162
Filipinas	36%	1%	-81%	678%	1.015
Finlândia	14%	9%	-58%	171%	0.339
França	8%	10%	-43%	70%	0.233
Grécia	11%	13%	-66%	167%	0.422
Holanda	8%	5%	-52%	75%	0.222
Hong Kong	9%	12%	-54%	78%	0.292
Hungria	16%	12%	-53%	125%	0.350
Índia	16%	8%	-50%	229%	0.315
Irlanda	12%	12%	-68%	94%	0.266
Islândia	14%	28%	-96%	102%	0.556
Israel	34%	23%	-46%	515%	0.552
Itália	10%	5%	-51%	210%	0.351
Japão	8%	7%	-45%	99%	0.227
Malásia	10%	7%	-63%	119%	0.329
México	22%	25%	-36%	90%	0.284
Noruega	11%	8%	-54%	94%	0.282
Peru	516%	40%	-67%	20950%	20.472
Polônia	42%	18%	-67%	1595%	1.831
Portugal	7%	6%	-52%	112%	0.288
Reino Unido	10%	11%	-59%	136%	0.215
República Tcheca	12%	12%	-55%	81%	0.313
Rússia	45%	30%	-75%	347%	0.741
Singapura	11%	8%	-53%	147%	0.317
Suécia	13%	12%	-48%	126%	0.267
Suíça	9%	10%	-38%	66%	0.218
Tailândia	9%	6%	-60%	107%	0.356
Turquia	93%	47%	-64%	852%	1.480
Venezuela	52%	24%	-70%	831%	1.008

Fonte dos Dados Brutos: IFS. Nota: O valor do Jarque-Bera corresponde ao p-valor do teste.

O teste Jarque-Bera de normalidade indica que a distribuição das séries analisadas não é Gaussiana, podendo gerar uma combinação linear com erros não-normais, diminuindo o poder dos testes de cointegração que serão utilizados. Silvapulle e Podivinsky (2000) fizeram simulações e investigaram os efeitos de não normalidade nos testes de Johansen de cointegração e de restrições nos vetores de cointegração em amostras finitas. Eles concluíram que possibilidade de desvios em relação à normalidade não é um fator preocupante quando da utilização do teste proposto por Johansen, mesmo em amostras finitas. Além disso, os testes de restrições em vetores de cointegração permaneceram robustos para erros não-normais.

Na tabela 4.4 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 e 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.

Tabela 4.4: Testes de Raiz Unitária

	Índice de Preços				Índice Acionário			
	Nível	1º dif	Nível	1º dif	Nível	1º dif	Nível	1º diferença
	ADF	ADF	DF-GLS	DF-GLS	ADF	ADF	DF-GLS	DF-GLS
África do Sul	0,502	0,000	-1,101	-6,936***	0,6151	0,000	-1,605	-6,789***
Alemanha	0,311	0,0001	0,280	-3,654***	0,7211	0,000	-2,681*	-6,455***
Argentina	0,4937	0,000	-1,402	-4,808***	0,8003	0,0000	-0,747	-3,241***
Áustria	0,6707	0,0000	-1,053	-2,748***	0,5350	0,0000	-1,968	-6,913***
Bélgica	0,7389	0,0000	-2,215	-5,150***	0,6246	0,0000	-1,438	-5,507***
Brasil	0,4936	0,0001	-1,340	-3,853***	0,4541	0,0000	-0,128	-4,240***
Canadá	0,7040	0,0000	-1,377	-6,711***	0,6481	0,0000	-1,438	-2,891***
Colômbia	0,5963	0,0000	-1,115	-2,947***	0,6953	0,0000	-2,266	-6,810***
Coréia do Sul	0,3264	0,0000	-0,956	-3,092***	0,6879	0,0000	-2,563	-6,444***
Dinamarca	0,4988	0,0000	-0,246	-3,585***	0,5638	0,0003	-0,868	-3,165***
Espanha	0,6832	0,0000	-1,291	-4,171***	0,6111	0,0000	-1,691	-5,541***
Estados Unidos	0,7390	0,0000	-1,558	-4,779***	0,5598	0,0000	-1,342	-5,719***
Filipinas	0,6876	0,0000	-1,204	-4,039***	0,4701	0,0000	-1,467	-4,473***
Finlândia	0,6676	0,0000	-1,607	-3,935***	0,6583	0,0000	-1,392	-5,889***
França	0,6129	0,0000	-0,594	-3,609***	0,5548	0,0000	-0,754	-3,005***
Grécia	0,4862	0,0000	-1,754	-7,503***	0,5883	0,0000	-1,855	-3,882***
Holanda	0,7268	0,0000	-1,506	-7,240***	0,5885	0,0000	-2,705*	-6,347***
Hong Kong	0,4660	0,0000	-0,167	-4,555***	0,5945	0,0000	-0,550	-3,585***
Hungria	0,4960	0,0000	-1,064	-2,903***	0,7607	0,0004	-1,234	-3,529***
Índia	0,7698	0,0000	-2,119	-4,785***	0,6868	0,0000	-1,031	-9,336***
Irlanda	0,6240	0,0006	-1,165	-3,449***	0,4724	0,0000	-2,054	-5,901***
Islândia	0,2388	0,0001	-0,755	-3,292***	0,5148	0,0124	-1,763	-3,032***
Israel	0,6249	0,0000	-1,377	-5,168***	0,5399	0,0000	-1,482	-4,778***
Itália	0,6664	0,0021	-1,138	-5,539***	0,5043	0,0000	-2,398	-5,925***
Japão	0,5050	0,0000	-1,547	-4,069***	0,5246	0,0000	-1,694	-5,489***
Malásia	0,7649	0,0000	-1,592	-6,087***	0,6730	0,0000	-0,671	-5,333***
México	0,5088	0,0000	-1,443	-2,598*	0,6211	0,0000	-1,095	-3,177***
Noruega	0,6414	0,0000	-0,900	-6,850***	0,6308	0,0000	-1,513	-5,897***
Peru	0,5969	0,0002	-1,565	-3,625***	0,6174	0,0000	-0,411	-3,625***
Polônia	0,2492	0,0105	-0,454	-3,729***	0,4624	0,0000	-1,494	-4,220***
Portugal	0,6633	0,0000	-0,849	6,741***	0,6861	0,0000	-0,679	-4,701***
Reino Unido	0,7172	0,0000	-1,143	-4,091***	0,6245	0,0000	-0,629	-5,412***
República Tcheca	0,2530	0,0002	-0,681	-3,649***	0,6755	0,0000	-0,687	-3,414***
Rússia	0,2827	0,0000	-1,083	-3,893***	0,6169	0,0000	-0,607	-5,163***
Singapura	0,6785	0,0000	-2,212	-6,247***	0,6542	0,0000	-0,986	-4,827***
Suécia	0,6349	0,0000	-1,176	-5,215***	0,6421	0,0000	-2,177	-5,636***
Suíça	0,6738	0,0000	-1,961	-5,856***	0,6364	0,0000	-2,088	-5,502***
Tailândia	0,7194	0,0000	-1,791	-5,535***	0,8550	0,0000	-0,811	-3,658***
Turquia	0,6288	0,0000	-0,743	-5,954***	0,3396	0,0000	-0,901	-6,816***
Venezuela	0,8243	0,0000	-0,793	-3,778***	0,6172	0,0000	-1,434	-6,157***

Fonte dos Dados Brutos: IFS. O p-valor é informado nos testes ADF, e a estatística t é informada nos testes DF-GLS. O

critério de informação utilizada para selecionar o número de lags foi o Modified Akaike Criterion. Em ambos os testes a

hipótese nula é de raiz unitária. \*, \*\*, \*\*\* indicam significância a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

# Capítulo 5

## 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 apresentandos os resultados do teste de cointegração proposto por Carrion-i Silvestre e 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 e Sansó (2006).

Os testes de cointegração através da estatística traço e do máximo autovalor apresentados na tabela 5.1 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, 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

Tabela 5.1: 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.

corde escolhido de significância ao nível de 5%. Os resultados estão em linha com o artigo de Yeh e 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 e Zwick (1985); Bodie (1976); Buono (1989); Geske e Roll (1983); Gultekin (1983); Wei e Wong (1992); Solnik e Solnik (1997), 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.

## 5.1 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 5.2. 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, Coreia 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 5.2. 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 cotados com uma alta frequência, se ajustassem rapidamente a um equilíbrio novo toda a vez que uma nova informação sobre a

Tabela 5.2: 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*
Polônia	-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



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 5.3, 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 5.3, 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 a 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 5.3: 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%.

## 5.2 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 e 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 5.4: Resultado dos Testes de Cointegração de Carrion-i Silvestre e 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

## 5.3 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 e 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

5.5mostram 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 e 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 Babel (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 5.5: 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

# Capítulo 6

## 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. No quadro 6.1, 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

Tabela 6.1: Quadro Síntese

País	Cointegração	Cointegração com Quebra	Beta	Ajuste Mensal
África do Sul	Sim	-	Não Significante	7.34%
Alemanha	Sim	-	Não Estacionária	1.55%
Argentina	Sim	-	Negativo	10.76%
Áustria	Sim	-	Positivo	5.27%
Bélgica	Sim	-	Negativo	5.84%
Brasil	Sim	-	Negativo	9.67%
Canadá	Sim	-	Não Significante	8.15%
Colômbia	Sim	-	Negativo	5.28%
Coréia do Sul	Sim	-	Positivo	6.97%
Dinamarca	Não	Sim	Positivo	4.13%
Espanha	Sim	-	Não Significante	6.48%
Estados Unidos	Sim	-	Negativo	6.22%
Filipinas	Não	Apenas pós quebra	Negativo	5.40%
Finlândia	Sim	-	Negativo	4.65%
França	Não	Apenas pós quebra	Positivo	4.82%
Grécia	Não	Apenas pós quebra	Negativo	4.69%
Holanda	Sim	-	Negativo	5.49%
Hong Kong	Sim	-	Negativo	10.35%
Hungria	Não	Não	Positivo	0.06%
Índia	Sim	-	Negativo	7.15%
Irlanda	Não	Apenas pós quebra	Negativo	0.52%
Islândia	Não	Sim	Negativo	3.31%
Israel	Sim	-	Negativo	6.42%
Itália	Sim	-	Negativo	4.25%
Japão	Sim	-	Negativo	5.78%
Malásia	Sim	-	Negativo	7.55%
México	Não	Sim	Positivo	0.08%
Noruega	Sim	-	Negativo	6.85%
Peru	Sim	-	Negativo	8.06%
Polônia	Sim	-	Negativo	11.43%
Portugal	Sim	-	Negativo	5.55%
Reino Unido	Sim	-	Negativo	6.87%
República Tcheca	Dúbio	Sim	Negativo	4.84%
Rússia	Sim	-	Negativo	16.12%
Singapura	Sim	-	Negativo	9.34%
Suécia	Sim	-	Negativo	5.91%
Suíça	Não	Sim	Negativo	5.79%
Tailândia	Sim	-	Negativo	7.13%
Turquia	Sim	-	Não Significante	7.72%
Venezuela	Dúbio	Apenas pós quebra	Negativo	3.96%

Fonte dos Dados Brutos: IFS.



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

- ADAM, A., E FRIMPONG, S. 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.
- ADRANGI, B., CHATRATH, A., E RAFFIEE, K. Inflation, output, and stock prices: evidence

- from two major emerging markets. *Journal of Economics and Finance*, 23(3):266–278, 1999. ISSN 1055-0925.
- ADRANGI, B., CHATRATH, A., PAMPLIN, R., E SANVICENTE, A. Inflation, output, and stock prices: Evidence from Brazil. *Journal of Applied Business Research*, 18(1):61–76, 2002. ISSN 0892-7626.
- ALAGIDEDE, P., E PANAGIOTIDIS, T. Can common stocks provide a hedge against inflation? Evidence from African countries. *Review of Financial Economics*, 19(3):91–100, 2010. ISSN 1058-3300.
- ALAN BARTLEY, W., LEE, J., E STRAZICICH, M. Testing the null of cointegration in the presence of a structural break. *Economics Letters*, 73(3):315–323, 2001. ISSN 0165-1765.
- AMIHUD, Y. Unexpected inflation and stock returns revisited-evidence from Israel. *Journal of Money, Credit & Banking*, 28(1):22–33, 1996.
- AMMER, J. *Inflation, inflation risk, and stock returns*. Board of Governors of the Federal Reserve System, 1994.
- ANARI, A., E KOLARI, J. Stock prices and inflation. *Journal of Financial Research*, 24(4): 587–602, 2001.
- BAJO-RUBIO, O., DIAZ-ROLDAN, C., E ESTEVE, V. Testing the Fisher Effect in the Presence of Structural Change: A Case Study of the UK, 1961-2001. *Economic Working Papers at Centro de Estudios Andaluces*, 2003.
- BENDERLY, J., E ZWICK, B. Inflation, real balances, output, and real stock returns. *The American Economic Review*, 75(5):1115–1123, 1985. ISSN 0002-8282.
- BEYER, A., HAUG, A., E DEWALD, W. Structural Breaks, Cointegration and the Fisher Effect. *Working Paper Series*, 2009.

- BODIE, Z. Common stocks as a hedge against inflation. *The Journal of Finance*, 31(2): 459–470, 1976. ISSN 0022-1082.
- BOUDOUKH, J., E RICHARDSON, M. Stock returns and inflation: A long-horizon perspective. *The American Economic Review*, 83(5):1346–1355, 1993. ISSN 0002-8282.
- BOUDOUKH, J., E RICHARDSON, M. E WHITELAW, R. Industry returns and the Fisher effect. *the Journal of Finance*, 49(5):1595–1615, 1994. ISSN 0022-1082.
- BRANDT, M., E WANG, K. Time-varying risk aversion and unexpected inflation. *Journal of Monetary Economics*, 50(7):1457–1498, 2003.
- BUBEL, R. Mexico emerges from 10-year credit slum. Online Article, May 2005.
- BUONO, M. The relationship between the variability of inflation and stock returns: an empirical investigation. *Journal of Financial Research*, 12(4):329–39, 1989.
- CAMPBELL, J., E VUOLTEENAHO, T. Inflation illusion and stock prices, 2004.
- CARRION-I SILVESTRE, J., E SANSÓ, A. Testing the Null of Cointegration with Structural Breaks\*. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 68(5):623–646, 2006. ISSN 1468-0084.
- CHOUHRY, T., E PIMENTEL, R. Do Stock Returns Hedge against High and Low Inflation? Evidence from Brazilian Companies. *The Review of Finance and Banking*, 2(2):061–076, 2010.
- COCHRAN, S., E DEFINA, R. 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.
- COZIER, B., E RAHMAN, A. 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.

- CROSBY, M. Stock returns and inflation. *Australian Economic Papers*, 40(2):156–165, 2001. ISSN 1467-8454.
- DEVEREUX, M., E YETMAN, J. Price-setting and exchange rate pass-through: theory and evidence. *Price adjustment and monetary policy*, 2:347–71, 2003.
- DURAI, S., E BHADURI, S. Stock prices, inflation and output: Evidence from wavelet analysis. *Economic Modelling*, 26(5):1089–1092, 2009. ISSN 0264-9993.
- ELLIOTT, G., ROTHENBERG, T., E JAMES, H. S. Efficient tests for an autoregressive unit root. *Econometrica*, 64(4):813–836, 1996.
- ELY, K. J., E ROBINSON, P. 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.
- ENGLE, R., E GRANGER, C. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55(2):251–276, 1987. ISSN 0012-9682.
- ENGLE, R., E YOO, B. *Cointegrated economic time series: an overview with new results*. Oxford University Press, USA, 1991. ISBN 0198283393.
- FAMA, E. Stock returns, real activity, inflation, and money. *The American Economic Review*, 71(4):545–565, 1981. ISSN 0002-8282.
- FAMA, E., E SCHWERT, G. Asset returns and inflation. *Journal of Financial Economics*, 5(2):115–146, 1977.
- FELDSTEIN, M. Inflation and the stock market. *American Economic Review*, 70:839–847, 1980.
- FISHER, I. *The theory of interest: as determined by impatience to spend income and opportunity to invest it*. 1930.

- GALLAGHER, L., E TAYLOR, M. The stock return-inflation puzzle revisited. *Economics Letters*, 75(2):147–156, 2002.
- GERTLER, M., E GRINOLS, E. Unemployment, inflation, and common stock returns. *Journal of Money, Credit and Banking*, 14(2):216–233, 1982. ISSN 0022-2879.
- GESKE, R., E ROLL, R. The fiscal and monetary linkage between stock returns and inflation. *The Journal of Finance*, 38(1):1–33, 1983. ISSN 0022-1082.
- GREGORY, A., E HANSEN, B. Tests for cointegration in models with regime and trend shifts. *Oxford bulletin of Economics and Statistics*, 58(3):555–60, 1996.
- GULTEKIN, N. Stock market returns and inflation: evidence from other countries. *The Journal of Finance*, 38(1):49–65, 1983. ISSN 0022-1082.
- HANSEN, B. Convergence to stochastic integrals for dependent heterogeneous processes. *Econometric Theory*, 8(04):489–500, 1992. ISSN 1469-4360.
- HARRIS, D., E INDER, B. *A test of the null hypothesis of cointegration*. OUP, 1994.
- HENRY, P. Is disinflation good for the stock market? *THE JOURNAL OF FINANCE*, 57(4):1617–1648, 2002.
- HOOKE, J. A. Can Earnings Innovations Explain the Inverse Relationship Between Unanticipated Inflation and Stock Returns? *Journal of Applied Business Research*, 9:10, 1993.
- HUNT, B. Simple efficient policy rules and inflation control in iceland. *Economics*, wp:34, 2006.
- INSTITUTIONS NEWSLETTER, F. Danish government launches bank package for danish financial industry, January 2009.
- JAFFE, J., E MANDELKER, G. The "Fisher effect" for risky assets: An empirical investigation. *The Journal of Finance*, 31(2):447–458, 1976. ISSN 0022-1082.

- JAMES, C., KOREISHA, S., E PARTCH, M. 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.
- JOHANSEN, S. *Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models*. Oxford University Press, USA, 1995. ISBN 0198774508.
- JOHN, K., E WILLIAMS, J. Dividends, dilution, and taxes: A signalling equilibrium. *The Journal of Finance*, 40(4):1053–1070, 1985.
- KALAY, A. Signaling, information content, and the reluctance to cut dividends. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 15(04):855–869, 1980.
- KUROZUMI, E. Testing for stationarity with a break. *Journal of Econometrics*, 108(1):63–99, 2002. ISSN 0304-4076.
- KWIATKOWSKI, P. 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.
- KWON, C., SHIN, T., E BACON, F. The effect of macroeconomic variables on stock market returns in developing markets. *Multinational Business Review*, 5:63–70, 1997.
- LEE, B. Causal relations among stock returns, interest rates, real activity, and inflation. *The Journal of Finance*, 47(4):1591–1603, 1992. ISSN 0022-1082.
- LEE, U. A Test of the Proxy-Effect Hypothesis: Evidence from the Pacific Basin Countries. *Quarterly Journal of Business and Economics*, 37(3):40–41, 1998.
- LEYBOURNE, S., E MCCABE, B. A simple test for cointegration. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 56(1):97–103, 1994.
- LIU, Y., HSUEH, L., E CLAYTON, R. A re-examination of the proxy hypothesis. *Journal of Financial Research*, 16:261–261, 1993. ISSN 0270-2592.

- LUINTEL, K., E PAUDYAL, K. Are common stocks a hedge against inflation? *Journal of Financial Research*, 29(1):1–19, 2006. ISSN 1475-6803.
- MACKINNON, J., HAUG, A., E MICHELIS, L. Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration. *Journal of Applied Econometrics*, 14(5):563–577, 1999.
- MCCABE, B., LEYBOURNE, S., E SHIN, Y. A parametric approach to testing the null of cointegration. *Journal of Time Series Analysis*, 18(4):395–413, 1997. ISSN 1467-9892.
- MCCARTHY, J., NAJAND, M., E SEIFERT, B. Empirical tests of the proxy hypothesis. *Financial Review*, 25(2):251–263, 1990. ISSN 1540-6288.
- MODIGLIANI, F., E COHN, R. Inflation, rational valuation and the market. *Financial Analysts Journal*, 35(2):24–44, 1979.
- MOGLIANI, M. Residual-based tests for cointegration and multiple deterministic structural breaks: A Monte Carlo study. 2010.
- NELSON, C. Inflation and rates of return on common stocks. *The Journal of Finance*, 31(2):471–483, 1976. ISSN 0022-1082.
- NG, S., E PERRON, P. Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. *Econometrica*, 69(6):1519–1554, 2001. ISSN 1468-0262.
- PADOVANO, F. E GALLI, E. Tax rates and economic growth in the OECD countries (1950-1990). *Economic Inquiry*, 39(1):44–57, 2001. ISSN 0095-2583.
- PARK, K., E RATTI, R. Real activity, inflation, stock returns, and monetary policy. *Financial Review*, 35(2):59–78, 2000. ISSN 1540-6288.
- PARK, S. Rationality of negative stock-price responses to strong economic activity. *Financial Analysts Journal*, 5:52–56, 1997. ISSN 0015-198X.

- PHILLIPS, P., & OULIARIS, S. Asymptotic properties of residual based tests for cointegration. *Econometrica*, 58(1):165–193, 1990. ISSN 0012-9682.
- RAM, R., & SPENCER, D. Stock returns, real activity, inflation, and money: comment. *The American Economic Review*, 73(3):463–470, 1983. ISSN 0002-8282.
- RAPACH, D., & WOCHAR, M. Testing the monetary model of exchange rate determination: new evidence from a century of data. *Journal of International Economics*, 58(2):359–385, 2002.
- RITTER, J., & WARR, R. The decline of inflation and the bull market of 1982–1999. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 37(01):29–61, 2002.
- SCHOTMAN, P., & SCHWEITZER, M. Horizon sensitivity of the inflation hedge of stocks. *Journal of Empirical Finance*, 7(3-4):301–315, 2000. ISSN 0927-5398.
- SHIN, Y. 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.
- SILVAPULLE, P., & PODIVINSKY, J. The effect of non-normal disturbances and conditional heteroskedasticity on multiple cointegration tests. *Journal of statistical computation and simulation*, 65(2):173–189, 2000. ISSN 0094-9655.
- SOLNIK, B. The relation between stock prices and inflationary expectations: the international evidence. *The Journal of Finance*, 38(1):35–48, 1983. ISSN 0022-1082.
- SOLNIK, B., & SOLNIK, V. 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.
- STOCK, J., & WATSON, M. A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems. *Econometrica*, 61(4):783–820, 1993. ISSN 0012-9682.



- WAHLROOS, B., E BERGLUND, T. Stock returns, inflationary expectations and real activity::  
New evidence. *Journal of Banking & Finance*, 10(3):377–389, 1986. ISSN 0378-4266.
- WEI, K., E WONG, K. Tests of inflation and industry portfolio stock returns. *Journal of  
Economics and Business*, 44(1):77–94, 1992. ISSN 0148-6195.
- WESTERLUND, J., E EDGERTON, D. A panel bootstrap cointegration test. *Economics  
Letters*, 97(3):185–190, 2007. ISSN 0165-1765.
- YEH, C., E CHI, C. The Co-Movement and Long-Run Relationship between Inflation and  
Stock Returns: Evidence from 12 OECD Countries. *Journal of Economics and Manage-  
ment*, 5(2):167–186, 2009.