ROGÉRIO ILNICKI DE OLIVEIRA

# ESTIMAÇÃO DO EFEITO FISHER PARA O BRASIL ENTRE 1980-2008

Monografia apresentada como requisito parcial à Conclusão do Curso de Graduação em Ciências Econômicas, Setor de Ciências Sociais Aplicadas, Universidade Federal do Paraná.

Orientador: Prof.° Dr. Armando Vaz Sampaio

CURITIBA

2008

**TERMO DE APROVAÇÃO**

ROGÉRIO ILNICKI DE OLIVEIRA

**ESTIMAÇÃO DO EFEITO FISHER PARA O BRASIL ENTRE 1980-2008**

Monografia aprovada como requisito parcial para obtenção do grau em Ciências Econômicas, Setor de Ciências Sociais Aplicadas da Universidade Federal do Paraná, pela seguinte banca examinadora:

Orientador: Prof.º Dr. Armando Vaz Sampaio
Departamento de Ciências Econômicas, UFPR

Prof.º Dr. Maurício Vaz Lobo Bittencourt
Departamento de Ciências Econômicas, UFPR

Prof.º Dr. Paulo Mello Garcias
Departamento de Ciências Econômicas, UFPR

Curitiba, 20 de novembro de 2008

À minha família, aos professores e a todos os servidores que direta ou indiretamente contribuirão para minha caminhada até aqui, e que sempre me apoiaram em todos os momentos que precisei. Sou muito grato pelo apoio.

# RESUMO

Na economia monetária á relação de um-para-um entre a taxa de inflação com a taxa de juros nominal, mantendo-se a taxa de juros real inalterada, é conhecia como Efeito Fisher sua teoria clássica relata, que uma variação de 1% na taxa de inflação levara a igual variação de 1% na taxa de juros nominal, assim mantendo-se inalterada a taxa de juros real, este efeito é de grade importância na economia monetária e sendo estudado cada vez mais exaustivamente desde o início do século XX. Os resultados dos estudos foram nada homogêneos, sendo sua mais vasta literatura realizada para economias desenvolvidas. Neste trabalho foi feito o estudo deste fenômeno para a economia brasileira entre o período de 1980 á 2008, sendo utilizadas séries temporais e aplicados teste econométricos para verificação de ocorrência de estacionariedades e co-integração nas séries. Os resultados encontrados na análise do período anterior e posterior ao plano real (1994) foram distintos, a principal causa desta distinção foi os diversos choques econômicos e as diferentes fases de estabilização econômica presente no período, o que levou em alguns períodos a comprovação da ocorrência do Efeito Fisher, assim levando à um estado de passividade da política monetária para alterar as variáveis reais da economia quando o efeito se faz presente.



Palavras-chave: Efeito Fisher. Choques econômicos, Políticas Monetárias, Passividade.

**SUMÁRIO**

**1 INTRODUÇÃO**.....6

1.1**JUS**TIFICATIVA.....7

1.2 **OBJETIVO GERAL**.....9

1.3 **OBJETIVO ESPECÍFICO**.....9

2 **REVISÃO TEÓRICA**.....10

2.1 TAXA **DE JUROS**.....11

2.1.1Taxa de Juros **N**ominal.....12

2.1.2 Taxa de Juros **R**eal.....12

2.2 **INFLAÇÃO**.....12

2.2.1 Inflação de **D**emanda.....13

2.2.2 Inflação de Custos .....13

2.2.3 Inflação Inercial.....14

2.3 **N**eutralidade da **M**oeda.....14

2.4 Política **M**onetária.....15

3. **METODOLOGIA**.....16

4 **RESULTADOS**.....23

**5 CONCLUSÔES**.....36

**REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS**.....**37**

## 1. INTRODUÇÃO

O *Efeito Fisher* em sua definição clássica relata que a taxa de juros nominal é composta da soma da taxa de juros real e da taxa de inflação sendo que, uma variação de 1% na taxa de inflação levará a igual variação de 1% da taxa de juros nominal mantendo-se inalterada a taxa de juros real da economia. O *Efeito Fisher* pode ser relacionado em algum grau com a teoria quantitativa da moeda (TQM), bem como, com o conceito de neutralidade da moeda. A TQM revela que um aumento de 1% na taxa de expansão monetária levara a um equivalente aumento de 1% na taxa de inflação, o que define o conceito de neutralidade da moeda, sendo este aumento na taxa de inflação acompanhado por igual variação na taxa de juros nominal, o que define o *Efeito Fisher*. A ocorrência do efeito em determinado período de uma economia, acarretará em um estado de passividade da política monetária utilizada pelos agentes econômicos para alteração de variáveis reais da economia, levando os agentes a uma situação de relativo estreitamento nos instrumentos monetários capazes de afetar o lado real desta economia. Alguns estudos como Carneiro, Divino e Rocha (2003), que analisaram a ocorrência do *Efeito Fisher* no período de 1980 à 1997 para o Brasil, Argentina e México, encontraou resultados positivos para as economias brasileira e argentina e não ocorrência para economia mexicana, a explicação foi de que a economia mexicana diferentemente das economias brasileira e argentina, experimentava um maior grau de estabilização econômicas do que as outras, desta forma para este trabalho a única economia capaz de alterar as variáveis econômicas através de uma política monetária era a mexicana.

No presente trabalho verificou-se que em meados da década de 90, mais precisamente em fevereiro de 1994, o Brasil experimentou o início de um plano de estabilização econômica, denominado Plano Real. O período anterior ao Plano Real, da historia econômica de nosso país, foi marcado pelo insucesso de diversos planos de estabilização, como Plano Cruzado e Plano Bresser. Sendo o principal foco desses planos, para a estabilização econômica, direcionado ao controle inflacionário, foco que é mantido pela atual equipe econômica responsável pelo Comitê de Política Monetária (Copom), do Banco Central do Brasil. No período estudado, várias políticas monetárias ortodoxas e heterodoxas foram tentadas para

equacionar o problema dos choques inflacionários, bem como da inércia inflacionária existente. Desta forma achou-se conveniente fazer o estudo do *Efeito Fisher* para a economia Brasileira para o período citado (1980, 2008). Os dois primeiros capítulos deste trabalho iram abordar as definições teóricas sobre o tema, bem como as motivações para a análise do fenômeno da ocorrência do *Efeito Fisher*, na economia Brasileira entre o período de janeiro de 1980 à março de 2008. Já no terceiro e quarto capítulos, será dada ênfase, aos métodos econométricos utilizados para estimação do *Efeito Fisher,* bem como, para os testes necessários para que os resultados sejam relevantes e que não levem a conclusões espúrias. Também serão apresentadas discussões a respeito da magnitude e das conseqüências para os agentes responsáveis pela política monetária de um país quando o *Efeito Fisher* se faz presente,

O *Efeito Fisher,* que relaciona a Taxa Nominal de Juros ($i$), e Taxa de Inflação observada no período ($\pi$), sendo mantida inalterada a Taxa de Juros Real ($r$), no longo prazo, sendo esta relação definida pela seguinte equação $i = r + \pi$. Assim sendo, justificado o extenso período de análise utilizada em nosso trabalho. Para evidenciar o *Efeito Fisher* utilizou-se uma análise de co-integração e de testes para verificação da estacionariedade das séries temporais. Sendo empregado para o experimento dados mensais que foram representados da seguinte forma, Taxa de Juros Nominal, foi representada pela taxa de juros over/selic e a inflação, derivada dos índices de preços ao consumidor ampliado (IPCA). Para melhor análise do efeito o período analisado foi seccionado em dois sub-períodos. As conclusões deste estudo levaram a resultados distintos entre os períodos. Sendo encontrada evidência da ocorrência do efeito no período anterior ao Real, o que poderia acarretar em um estreitamento da influência das políticas monetárias adotadas pelo país, nas variáveis reais da economia, tornando mais restrito os mecanismos que os agentes econômicos dispõe para modificar o panorama da economia.

## 1.1 JUSTIFICATIVA

Uma análise breve sobre a relação da inflação e da taxa de juro nominal na recente história da econômica brasileira nos revela que a estimação do *Efeito Fisher* nas economias mundiais é um fenômeno relativamente recente, e que nos permite

concluir que no século XIX e início do século XX o *Efeito Fisher* não poderia ser demonstrado, e a explicação para esta afirmação é que o em algumas de suas definições, o *Efeito Fisher* relaciona a taxa de juros nominal com a inflação esperada, e no período que compreende final do século XIX início do XX, não se tinha dados ou estimativas de inflação futura ou esperadas.

Esta conclusão deixou Irving Fisher perplexo. Ele sugeriu que a inflação "pegou os comerciantes cochilando".[1]

Este fenômeno é explicado devido ao *Efeito Fisher* ser equacionado levando-se em conta uma relação linear e de um-para-um, entre a taxa de juros nominal e a taxa de inflação esperada, sendo a inflação inconsistente nesta época, desta forma não criando condições de se prever a inflação, e assim não sendo possível a verificação do *Efeito Fisher* nesta época.[2]

O alcance da estabilidade economia e inflacionária vem tomando corpo na história econômica mundial, e mais recentemente na história economia dos países em desenvolvimento, como é o caso do Brasil, desta forma existindo poucos trabalhos sobre o *Efeito Fisher* nos países em desenvolvimento.

Sendo assim encontrado um grande estimulo para elaboração deste trabalho.

Desta forma no presente trabalho, procurou-se analisar um período extenso (1980-2008), o qual se verifica um estágio germinal e consistente de estabilização economia que se inicia em 1994 com o Plano Real.

O que provavelmente levará, devido a análise de trabalhos anteriores sobre o assunto, como o de Carneiro,Divino,Rocha (2003) e também Cruz, A. I. G. da (2005), a indicar resultados que mostram uma gradativa influência das políticas monetárias sobre as varáveis reais em nossa economia. E no nosso caso específico relativo ao *Efeito Fisher*, $i = r + \pi$ a taxa real de juros ($r$) sofrerá mudanças devido a

---

[1] Robert B. Barsky, "The Fisher Effect na the Forecastability and Persistence of Inflation",Jornal of Monetary Economics 19 (janeiro de 1987):3:24.

2 Fisher utilizou na Teoria do Juro (1930) dados de Londres, no período de 1826 a 1927, dados anuais, conseguindo provar graficamente sua proposição.

variações na taxa de inflação observada no período ($\pi$) ou na taxa de juros nominal ($i$).

## 1.2 Objetivo Geral

Fazer a estimativa do *Efeito Fisher* para o Brasil.

## 1.3 Objetivos Específicos

Estimar o *Efeito Fisher* para a economia brasileira. Sendo o período integral (janeiro de 1980 à março de 2008), analisado, seccionado em dois sub-períodos divididos em pré (janeiro de1980 à junho de 1994) e pós (julho de 1994 à março de 2008) Plano Real.

## 2. REVISÃO TEÓRICA

O *Efeito Fisher* vem sendo testado de forma cada vez mais exaustiva, em diversos países, desde o início do século XX, mais precisamente 1930, quando Fisher em sua obra intitulada "A Teoria do Juro" (1930) fez uso de dados coletados de Londres, no período de 1826 à 1927, comprovando graficamente sua suposição de que a variação da taxa de inflação e da taxa de juros caminhavam no mesmo sentido e intensidade. Sendo a literatura mais vasta deste fenômeno, produzida em países desenvolvidos. Relativamente, ainda é tímido o acervo literário sobre o *Efeito Fisher* relacionado aos ditos países em desenvolvimento, no qual se inclui o Brasil, país objeto de nosso estudo no presente trabalho.

As conclusões sobre a efetividade do *Efeito Fisher* são numerosas e contraditórias como foi verificado nos trabalhos de Cooray, A (2002) e Cruz, A. I. G. da (2005). Em grande parte, estas contradições verificaram-se devido à diversidade dos métodos econométricos utilizados em cada análise, bem como a imensa quantidade de variáveis e a diferente peridiocidade das séries utilizadas, mas tendo como principal fator na analise do efeito fisheriano, o estagio de desenvolvimento econômico ao qual o país estudado encontra-se.

As análises empíricas demonstram que a uma relação inversa entre o grau de presença do *Efeito Fisher* com o nível de estabilidade econômica, ou seja, quando mais consistente e previsível for à economia de um país, menor será o grau de ocorrência do *Efeito Fisher* que se fará presente, o qual, pela definição, consiste em uma variação de um-para-um na taxa de juros nominal ($i$) e da taxa de inflação observada no período ($\pi$), assim quanto menos estável encontra-se uma economia, pior será as condições que os agentes econômicos terão para conseguir controlar as variáveis econômicas reais desta economia.

A Equação que define o *Efeito Fisher* é:

$$i = r + \pi \tag{1}$$

onde:

$i$ = taxa de juros nominal.

$r$ = corresponde taxa de juros real.

$\pi$ = taxa de inflação observada no período.

Nos vários trabalhos analisados Cooray, A (2002); Carneiro,Divino,Rocha (2003) e SILVA, T. E. M. R. da (2006), poderemos constatar uma relação mesmo que não corroborada em todos os trabalhos analíticos, de que quanto maior for o esforço da equipe economia do país estudado, bem como o sucesso dos instrumentos e dos planos utilizados para estabilização da taxa de inflação, menor será o grau de presença do *Efeito Fisher*. Sendo desta forma o efeito caracterizado em alguns trabalhos como, Cooray, A (2002); SILVA, T. E. M. R. da (2006), em diferentes níveis de estimação, deste modo de acordo com o grau de estimação que foi observado na economia analisada, será dada as condições, para os agentes econômicos responsáveis pela política monetária, de poder influenciar o ambiente econômico afim de alcançar modificações nas variáveis econômicas reais desta economia .

Algumas definições que servirão para embasar nosso arcabouço teórico são apresentadas a seguir.

## 2.1. Taxa de **Juros.**

A taxa de juros é definida basicamente como sendo a remuneração ou o preço pago pela obtenção de empréstimo em dinheiro.

### 2.1.1. Taxa de Juros Nominal.

A taxa de juros nominal defini-se como sendo uma taxa de juros expressa em moeda nacional. Blanchard, O (2005, p. 292). No caso de nosso estudo a taxa de juros nominal ($i$), é definida como sendo a soma da taxa de juros real ($r$), com a taxa de inflação observada no período ($\pi$).

### 2.1.2. Taxa de Juros Real.

Já a taxa de juros real é definida como sendo uma taxa de juros expressa em termos de um cesta de bens, ou seja, corresponde à remuneração de um empréstimo em dinheiro, só que agora equivalente a uma cesta de bens. Blanchard, O (2005, p.292). No nosso estudo do Efeito Fisher a taxa de juros real (r), corresponde à taxa de juros nominal (i) subtraído da taxa de inflação observada no período ($\pi$).

## 2.2. Inflação.

A maioria dos autores define inflação como sendo um aumento no nível geral de preços, porém o termo inflação refere-se ao aumento contínuo e generalizado no nível geral dos preços, o que não deve ser confundido com altas eventuais de preços.

Cada tipo de inflação influenciou o pensamento de diferentes escolas ou vertentes de economistas. A escola monetarista explica a inflação atribuindo um papel decisivo às expectativas de inflação por levarem a elevação das taxas de juros, dos reajustes da taxa de cambio e como fator de explicação para o processo inflacionário inercial. Sendo os agentes econômicos atores relevantes na geração do processo inflacionário em função do comportamento racional dos agentes dentro de mercados competitivos. (SANDRONI, P, 2005, p.426)

Já a escola estruturalista baseia-se em uma visão, de que a causa da inflação alicersa-se no fato de que as demandas por salários deixem de ser apenas

de ordem econômica, tendo forte caráter sociopolítico, envolvendo sindicatos, governos e empresas, desta forma dando ênfase as alterações nos custos, como sendo a causa do fenômeno monetário chamado inflação. (SANDRONI, P, 2005, p 427)

### 2.2.1. Inflação de Demanda.

A Inflação de demanda refere-se ao excesso de demanda agregada em relação à produção de bens e serviços, havendo assim uma defasagem entre a quantidade ofertada e a quantidade demandada. Como a quantidade demandada é maior do que a ofertada causa uma pressão nos níveis gerais de preços. Essa inflação está relacionada a uma política monetária expansionista por parte do governo, aumentando a liquidez na economia, o que acarretara em um aumento no curto-prazo no poder aquisitivo dos agentes econômicos. Porém esse aumento é temporário visto que há uma desvalorização da moeda. O aumento momentâneo do poder aquisitivo irá pressionar alguns setores da economia de baixa elasticidade de demanda a elevarem os seus preços.

Outra definição pode ser considerada como sendo uma inflação ocasionada e analisada pela óptica do comprador, é o processo inflacionário gerado pela expansão dos rendimentos e ocorre geralmente quando os meios de pagamento crescem além da capacidade de expansão da economia ou, antes que a produção esteja em plena capacidade. (SANDRONI, P, 2005, p. 428)

Também pode ser entendida por alguns autores como sendo um descompasso entre a procura de bens e serviços a qual é superior à oferta dos mesmos a ponto de pressionar e elevar os preços.

### 2.2.2. Inflação de Custos.

A inflação de custos ou (estruturalista), é aumento do nível de preço gerado pelo aumento de custos, através da elevação dos preços, de matérias primas, combustíveis, salários, impostos, entre outros insumos que fazem parte do processo produtivo, ocasionando uma elevação dos custos de produção, elevação esta transferida para os preços finais das mercadorias, principalmente em setores de oligopólio e monopólio.

Este tipo de inflação relaciona-se com mercados oligopolísticos, pois nesse tipo de mercado a concorrência não é feita através do nível de preços, e sim na diferenciação dos produtos e inovações, sendo um aumento nos custos de produção apenas repassados e ocasionando um novo nível de preços.

### 2.2.3. Inflação Inercial.

Já na inflação inercial está ligada a uma memória inflacionária. Nessa memória, a indexação dos preços causa um repasse do nível inflacionário anterior para o presente, mesmo sem aumentos de seus custos alguns setores elevam o preço de seus produtos pelo aumento da inflação no passado.

Processo inflacionário no qual ocorre uma indexação generalizada dos diversos preços da economia como insumos, salários e taxas de serviços públicos e privados, acarretando na perpetuação das taxas de inflação anteriores, de uma forma geral.

Em uma economia com este fenômeno monetário de maneira persistente, a maioria dos contratos contém clausulas de indexação que restabelecem seus valores reais. (SANDRONI, P, 2005, p. 428 )

## 2.3 Neutralidade da Moeda.

A neutralidade da moeda é um conceito utilizado para definir uma conjuntura em que uma expansão ou contração na liquidez da economia, não pressionaria o lado real da economia, tendo como principal conseqüência apenas a alteração proporcional nos nível de preços gerais da economia.

## 2.4 Política Monetária.

É um conjunto de instrumentos utilizados para alterar a liquidez econômica. Sendo classificada em política expansionista, ou política contracionista, devido ao aumento ou a diminuição da liquidez na economia respectivamente, dentre estes instrumentos de política monetária estão os incentivos ou restrições ao crédito ou o aumento ou diminuição da taxa de juros nominal.

## 3. METODOLOGIA

Grande parte dos trabalhos relacionados à estimação do *Efeito Fisher* como Carneiro,Divino,Rocha (2003), Cruz (2005), Cooray, A (2002); a equação básica do efeito é idêntica a equação (1) e é demonstrada da seguinte forma:

$$i = r + \pi \tag{2}$$

sendo: $i$ igual a log $i$;

$r$ igual a log $r$;

$\pi$ igual a log da inflação observada no período estudado, (1980,2008) sendo que para melhor análise dos dados o período total que se estende de janeiro de 1980 á março de 2008, foi decomposto em dois sub-períodos um que vai de janeiro de 1980 á dezembro de 1993 e outro que vai de janeiro de 1994 à março de 2008 denominado .

A extração dos índices para base de cálculos de nossa regressão foi feita através do sitio do IPEADATA (Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada).

Sendo feita uma apresentação gráfica em log, para suavizar a plotagem gráfica.

A equação (2), a variável dependente, taxa de juros nominal ($i$), pode ser influenciada via um duplo canal de contagio. Ou pela variação da taxa de juros real ($r$), e ou pela variação da taxa de inflação observada no período ($\pi$).

Para a análise do *Efeito Fisher* a equação (2), sofreu uma regressão ficando da seguinte forma:

$$i_t = \alpha + \beta\pi_t + \varepsilon_t \tag{3}$$

sendo: i é a taxa nominal de juros no período t;

$\pi_t$ é a inflação ocorrida em t;

$\varepsilon_t$ representa o erro aleatório da regressão;

β é um parâmetro da regressão.

Depois de caracterizada a equação do fenômeno estudado neste trabalho.

Para analisar o *Efeito Fisher* foram utilizadas, as séries temporais da taxa de juros nominal ($i$) no período e da taxa de inflação observada no período ($\pi$). Primeiramente deve ser feito o estudo para escolha do número de defasagens utilizado, o que é observado através da analise das defasagens confrontando seus valores ou parâmetros (P), com os valores da estatística T (constante e sem tendência), se o valor encontrado for significativo, ou seja, P>|t| este será um forte candidato a ser o número de defasagem utilizado para a análise econométrica, só sendo descartado se existir outro número de defasagem mais significativo que o seu antecessor. Vale ressaltar que, uma série temporal só será importante para uma análise econométrica, se a mesma for uma série estacionária ou integradas de igual ordem a outra série estudada. Sendo utilizado um teste, para a verificação deste pré-requisito indispensável para análise econométrica das séries.

Uma série temporal é dita estacionária, quando sua média, variância e autocovariância (em diferentes defasagens), permanecem constantes, não importando qual seja o ponto em que medimos; isto é não variam com o tempo. Gujarati (2006, p. 639). Desta forma tendo uma memória curta, o que significa dizer que esta série não é influenciada por choques antecedentes por um período longo de tempo, retornando novamente a sua média de maneira rápida, sendo que na ausência de choques a série tenderá a sua média. Contrariamente, uma série não-estacionária terá uma memória longa. O que significa dizer que esta série é influenciada por choques antecedente, por um longo período, desta forma influenciando os valores correntes e não permitindo que esta série possua uma média, sendo assim na ausência de choques seu valor congela e não sofrera nenhuma tendência.

O teste utilizado para verificação da estacionariedade das séries temporais analisadas foi o Teste da Raiz Unitária, o qual se caracteriza como sua Hipótese nula ($H_0$), o fato de a série temporal ter raiz unitária o que indica que a série estudada é não-estacionária.

No caso das séries temporais analisadas possuírem tendência ascendente ou descendente, em seus valores ao longo do tempo, ou seja, não sendo estacionária, a análise de tais séries poderá acarretar em uma análise de regressão espúria. Foram utilizadas técnicas para transformarem estas séries não-estacionárias em estacionárias e a técnica utilizada foi o do Processo Estacionário em Diferença.

O Processo Estacionário em Diferença consiste em analisar a série temporal, se esta possuir raiz unitária, nas suas primeiras diferenças. Gujarati (2006, p. 657). Por exemplo; se uma série é não-estacionária ela poderá ser diferenciada (d) vezes até que se torne estacionária, sendo considerada agora integrada de ordem (d), ou I(d), desta forma quando uma série temporal é estacionária em nível ela é considerada integrada de ordem 0, ou I(0), e assim por diante dependendo do seu número de diferenciações. Gujarati (2006, p. 645) Depois de transformadas as séries temporais não-estacionárias em séries temporais estacionárias, vamos considerar a regressão, da seguinte maneira para sua parametrização:

$$Y = X\beta + \varepsilon \tag{4}$$

Sendo: $Y_t$ e $X_t$ são séries de tempo I(1), ou seja, os regressores da equação;

$\beta$ é considerado a parâmetro da regressão;

$\varepsilon$ é a representação do ruído brando que também pode ser chamado de erro aleatório

O teste de raiz unitária utilizado nesta análise, é conhecido como teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF). Este teste possibilita ao investigador descobrir se a série temporal estudada é estacionária ou não-estacionária, sendo sua hipótese nula ($H_0$) montada encima da suposição deque a série estudada possui raiz unitária, ou seja, é não estacionária, desta forma sendo a hipótese não nula ($H_1$) de que a

série não possui raiz unitária, e, portanto ela é estacionária, tendo desta forma os requisitos necessários para análise econométrica.

A maneira mais didática para se apresentara a teste de raiz unitária é:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t \qquad -1 \leq \rho \leq 1 \tag{5}$$

$u_t$ é um termo de erro de ruído branco.

Se o parâmetro $\rho$=1, a série testada possui raiz unitária ou da mesma forma pode ser considerada um passeio aleatório, ou seja, não estacionária.

Obrigando desta forma que a sejam processados os testes em diferença da série analisada, até que esta se torne estacionária, ou seja, encontrada sua ordem de integração.

Outra forma de representação do teste de diferença pode ser feito da seguinte maneira:

$$Y_t - Y_{t-1} = \rho Y_{t-1} - Y_{t-1} + u_t \tag{6}$$

$$\Delta Y_t = (\rho - 1) Y_{t-1} + u_t$$

que corresponde a:

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t \tag{7}$$

Desta forma consideramos δ=(p-1) e Δ será a operador de primeira diferença.

Sendo assim, a verdadeira fórmula que será estimada é a (7) e não a (5), portanto a hipótese nula a ser testada será de que δ=0, ou seja, p=1 desta forma a série sendo caracterizada como não-estacionária.

A estatística utilizada para analisar o coeficiente de $Y_{t-1}$, será Dickey-Fuller aumentado, (ADF) o qual considera que $u_t$ apresenta correlação. Segue a representação do teste:

$$\Delta Y_t = \beta_t + \beta_2 + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{m} \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \qquad (8)$$

$\Delta Y_t$ corresponde ao termo de diferença defasado. Sendo que a idéia, é incluir um número de termos suficiente para que o termo de erro $\varepsilon_t$ não apresente correlação serial. (GUJARATI 2006, p. 655)

Para o teste de Dickey-Fuller aumentado continuamos testando a hipótese nula de que δ=0, sendo que este teste segue a mesma distribuição assintótica que a estatística de Dickey-Fuller, de modo que podem ser usados os mesmos valores críticos. (GUJARATI 2006, p. 655)

Do ponto de vista econômico, duas variáveis serão co-integradas se tiverem entre elas uma relação de longo prazo, ou de equilíbrio. Em suma, desde que se verifique se os resíduos de regressões como (5), são I (0) ou estacionários, a análise de regressão tradicional (incluindo os testes t e F) se aplica ao teste de séries temporais não-estacionárias. A combinação linear que existe entre as duas séries devido ao resíduo ser I(0) faz com que as tendências estocásticas das duas séries se anulem entre si. (GUJARATI 2006, p. 659)

É importante lembrar que duas séries, só serão co-integradas se ambas forem integradas de mesma ordem.

Desta forma para verificação se as séries temporais utilizadas são co-integradas basta fazer a verificação se ambas são integradas de mesma ordem e aplicar o teste de raiz unitário.

Se os resultados dos testes de raiz unitárias rejeitar a ($H_0$), ou seja, não possuem raiz unitária, aplica-se os teste também para o resíduo e este sendo no sentido de também rejeitar ($H_0$), em nível, o resíduo será estacionário desta forma demonstrando que as séries são cointegradas.

Neste trabalho utilizou-se também um mecanismo de correção de erro conhecido como *teorema da representação de Granger*.

Este teorema afirma que, quando duas variáveis *Y* E *X* são co-integradas, a relação entre elas pode ser expressa como um mecanismo de correção de erro. (GUJARATI 2006, p. 661)

Considerando o modelo:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta X_t + \alpha_2 u_{t-1} + \varepsilon_t \quad (9)$$

$\Delta$ representa o operador de primeiras diferenças

$\varepsilon_t$ é o termo de erro aleatório e

$u_{t-1}$ é o valor defasado de um período do erro da regressão co-integrante

A equação do mecanismo de correção de erro (9) mostra que *Y* depende de *X* e também do termo de erro de equilíbrio. Ou seja, se o último for diferente de zero, modelo está fora de equilíbrio. (GUJARATI 2006, p. 661)

Suponha que $\Delta X$ é zero e $u_{t-1}$ é positivo. Isso significa que $Y_{t-1}$ é elevado demais para estar em equilíbrio, ou seja, $\Delta Y_{t-1}$ esta acima de seu valor de equilíbrio de $(\alpha_0 + \alpha_1 \Delta X_{t-1})$. Como se espera que $\alpha_2$ seja negativo, o termo $\alpha_2 u_{t-1}$ é negativo e, portanto, $\Delta Y_t$ será negativo para restaurar o equilíbrio. (GUJARATI 2006, p. 662)

Sendo assim se $\Delta Y_t$ estiver acima de seu valor de equilíbrio, começará a cair no período seguinte para corrigir o erro de equilíbrio. (GUJARATI 2006, p. 662)

Sendo o valor absoluto de $\alpha_2$ a velocidade de ajustamento o qual o equilíbrio é restaurado.

Utilizou-se o *Tese de Chow* para verificar se as possíveis diferenças, ou mudanças estruturais, podem ser provocadas por diferenças no intercepto ou no coeficiente angular, ou em ambos. (GUJARATI 2006, p. 222)

A idéia que embasa o teste de Chow é que não a mudança estrutural, ou seja, as regressões nos sub-períodos são essencialmente iguais. Sendo desta forma a $H_0$ para o teste de Chow é de estabilidade dos parâmetros. (GUJARATI 2006, p. 222).

Neste trabalho foi necessário o teste de Chow devido as quebras estruturais observadas no período ocasionadas pelos diversos planos econômicos implantados, sendo a principal quebra estrutural ocorrida no mês de junho de 1994.

Portanto, não rejeitamos a hipótese nula de estabilidade dos parâmetros se o valor de *F* calculado em uma aplicação não for superior ao *F* crítico registrado na tabela *F* no nível de significância escolhido. Neste caso, o uso da regressão para o período total pode se justificar. Em caso contrario, se o valor de *F* calculado for superior ao valor *F* crítico, rejeitamos a hipótese de estabilidade dos parâmetros e concluímos que as regressões dos sub-períodos são diferentes e, neste caso, o emprego da regressão para o período integral seria na melhor das hipóteses, de valor dúbio. (GUJARATI 2006, p. 223)

## 4 RESULTADOS

Nos resultados foi feito a análise dos testes utilizados nas séries temporais que integram a equação do *Efeito Fisher*.

Estas analises servirão para estimar o *Efeito Fisher* no Brasil entre 1980 à 2008.

Foi utilizado uma regressão utilizando o método **O**LS (regressão ordinário dos mínimos quadrados):

$$i_t = \alpha + \beta\pi_t + \varepsilon_t \qquad (10)$$

$\pi$ = Taxa de juros over/selic (% a.m.)

$i$ = Inflação – IPCA (% a.m.)

$\varepsilon_t$ = erro aleatório

Sendo $\pi$ representando a taxa de inflação no período estudado que correspondeu a taxa de juros over/selic em porcentagem ao mês, já a variável i representa a taxa de juros nominal que corresponde a variação porcentual do IPCA (Índice de Preços ao Consumidor Ampliado) com peridiocidade mensal e $\varepsilon_t$ representa o erro aleatório da regressão.

Na análise do *Efeito Fisher* partiu-se da analise econométrica do período (1) que correspondeu ao período integral de nossa análise que vai de janeiro de 1980 a março de 2008, para uma análise que subdivide nosso período integral em dois sub-períodos, o sub-periodo (2), que vai de janeiro de 1980 a dezembro de 1993 e o sub-período (3) que corresponde ao intervalo de janeiro de 199**4** a março de 2008.

A principal objetivo para o seccionamento de nosso período integral (1980,2008), foi as diferentes fases de estabilização que caracterizaram cada sub-periodo, o ponto central do seccionamento foi o Plano **R**eal, que divide nosso período integral em baixa estabilidade econômica que corresponde ao período (2) e um período de germinação e até certa estabilização econômica que corresponde ao

período (3), podendo desta forma, fornecer, uma melhor disposição de dados para refletir o resultado da regressão obtida .

Na analise de co-integração do *Efeito Fisher* foi necessário fazer o uso alguns testes para verificação da condição de estacionariedades das séries, bem como para a condição necessária de que as séries precisam ser integradas de mesma ordem desta forma ao se fazer a análise de séries temporais, não serão encontrados problemas de regressão espúria. O requisito de estacionariedade para as séries temporais é que uma série temporal só será válida para previsões quando ela é estacionária, pelo contrario, sua análise será valida apenas para o período estudado tendo pouco valor prático. (GUJARATI 2006, p. 640)

Para uma análise preliminar das séries temporais utilizada nesse estudo, foi feito uma analise gráfica das variáveis, e posteriormente serão demonstradas as tabelas com os valores dos testes e das regressões feita.

Abaixo esta representado, os gráficos que mostram a evolução das séries analisadas para os três períodos analisados.

Na análise dos gráficos da evolução das séries temporais da taxa de juros nominal e da inflação, pode ser verificado com clareza que estas duas séries temporais evoluem de maneira semelhante durante todo o período, tendo um nítido desnivelamento em ambas as séries no período em que houve um choque de estabilização pós Plano Real (1994).

A diferença básica entre os gráficos (1) e (2), é que enquanto o (1) as variáveis foram plotadas em sua distribuição natural, no gráfico (2) foi utilizada a técnica reproduzir as variáveis em log, para suavizar a evolução das séries temporais.

Gráfico 1 - Evolução da taxa de Juros over/selic (% a.m.) e da inflação - IPCA (% a.m.) no Brasil entre 1980 e 2008 (representação absoluta das variáveis)

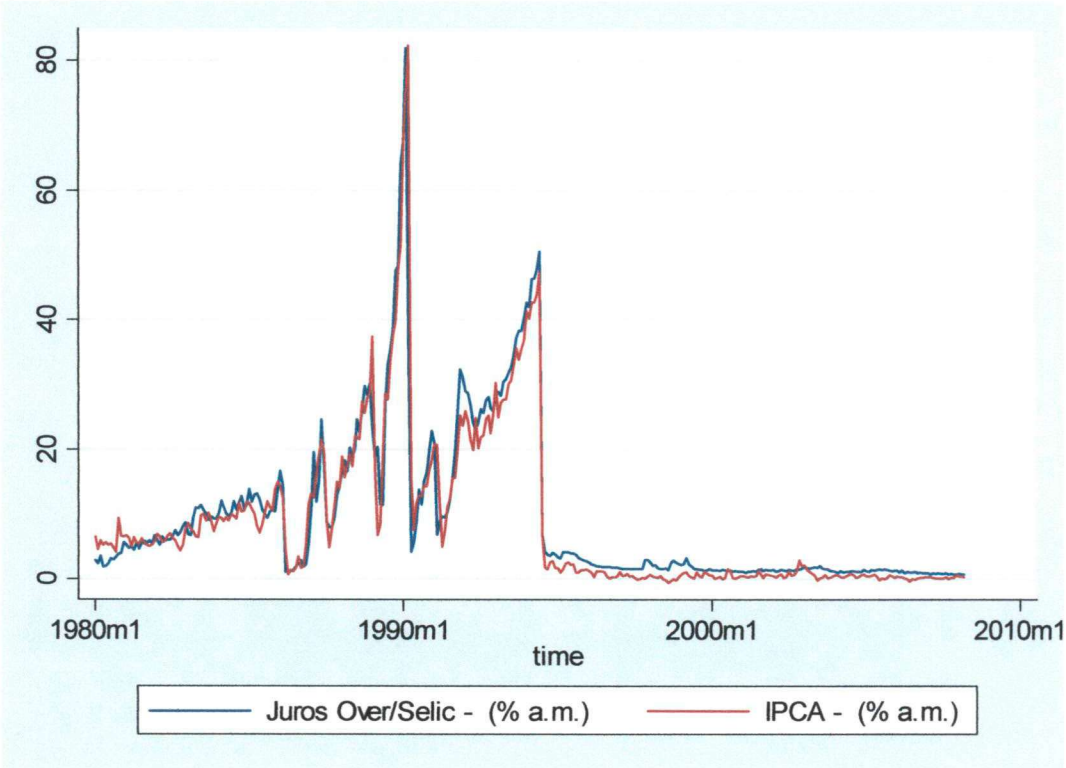
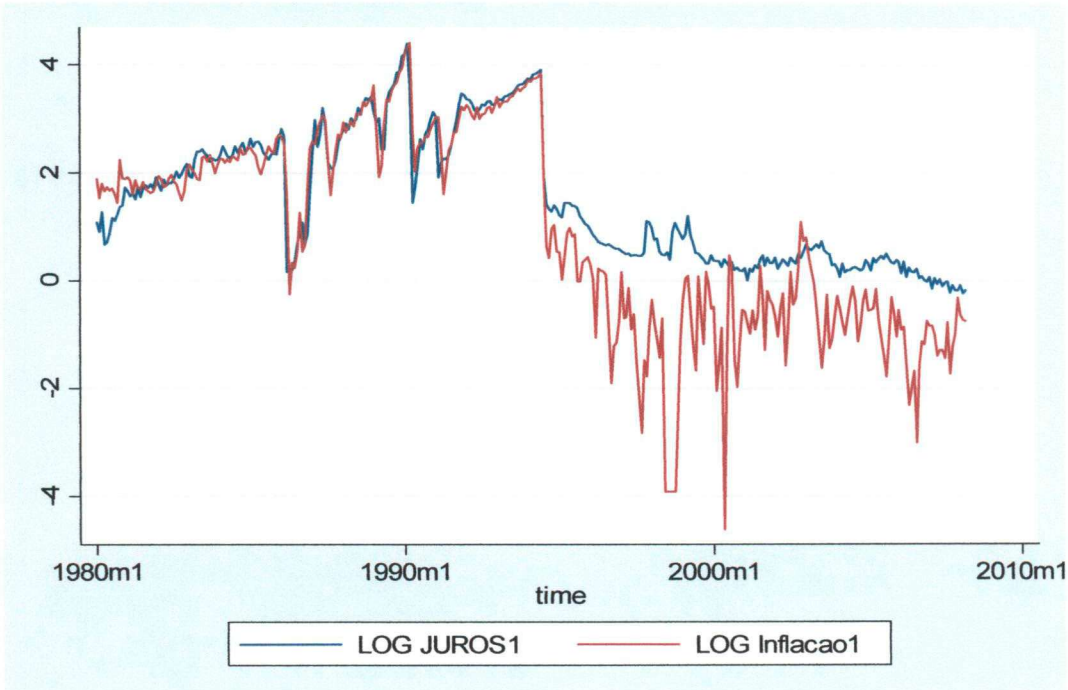



Gráfico 2 – Evolução da taxa de Juros over/selic (% a.m.) e da inflação - IPCA (% a.m.) em logarítimo no Brasil entre 1980 e 2008.

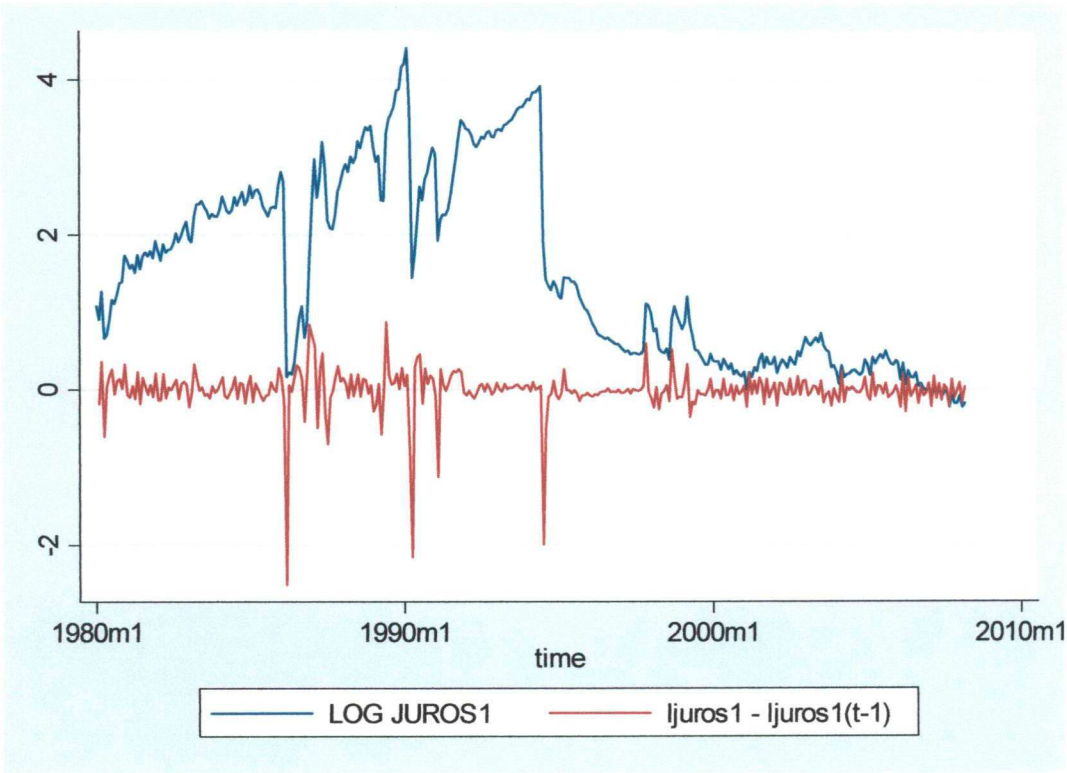


No gráfico (3) foi feita uma plotagem comparativa entre a evolução da taxa nominal em nível, com sua evolução em primeira diferença I(1).

Nota-se perfeitamente embora não se possa afirmar por base apenas na análise gráfica, que está série não possui estacionariedade quando analisada em nível I(0).

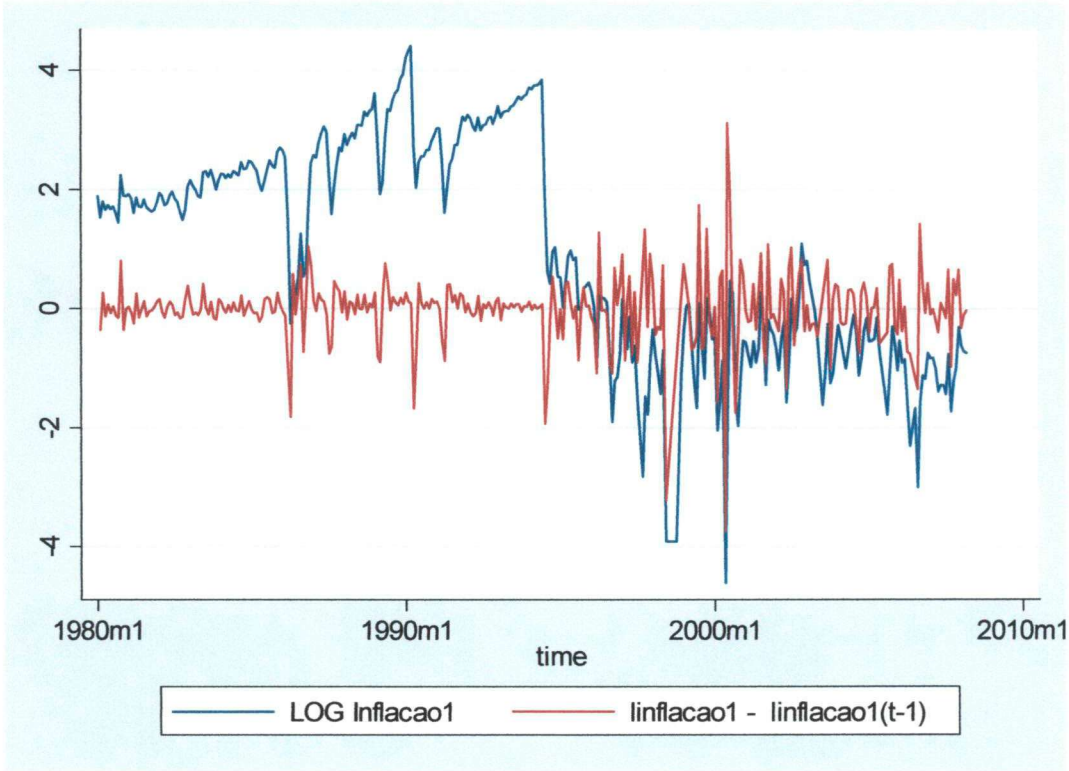
Já utilizando os mesmos dados da série em na sua primeira diferença I(1), nota-se que a série possui um comportamento estacionário.

Gráfico - 3 Evolução da taxa de juros over/selic (% a.m.) logarítimo no Brasil entre 1980 e 2008 em nível e em primeira diferença I(1).



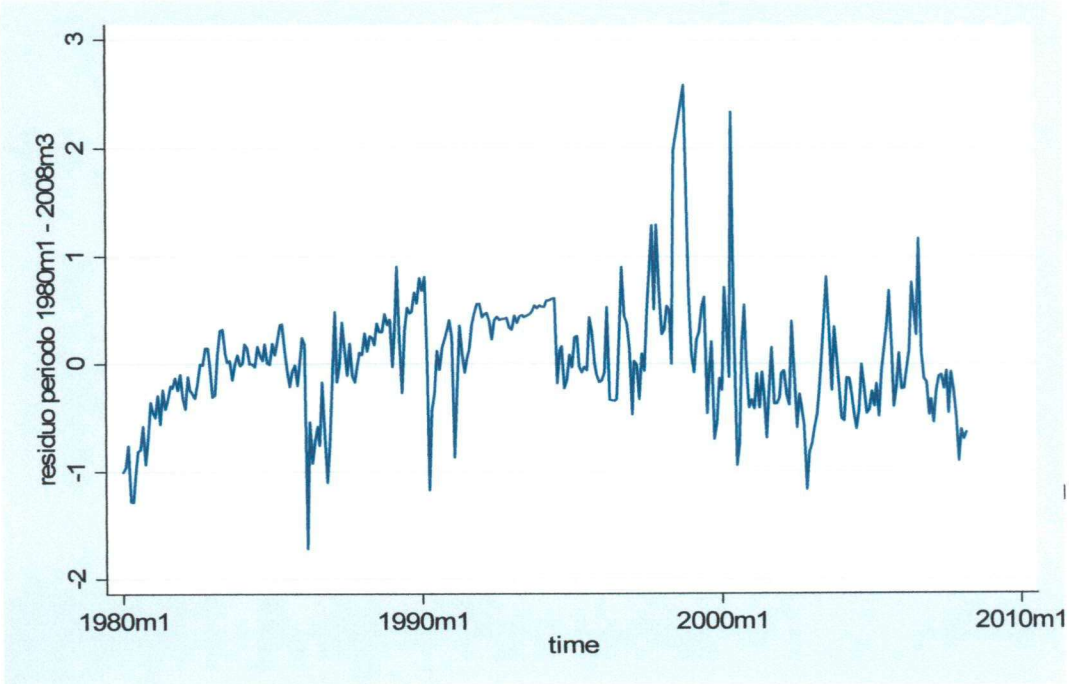

Foi obtido resultado semelhante na análise para série da inflação, sendo seu comportamento não estacionário em nível I(0), e estacionário em primeira diferença I(1).

Gráfico - 4. Evolução da taxa de INFLAÇÃO - IPCA (% a.m.) logaritmo no Brasil entre 1980 e 2008 em nível e em primeira diferença I(1).

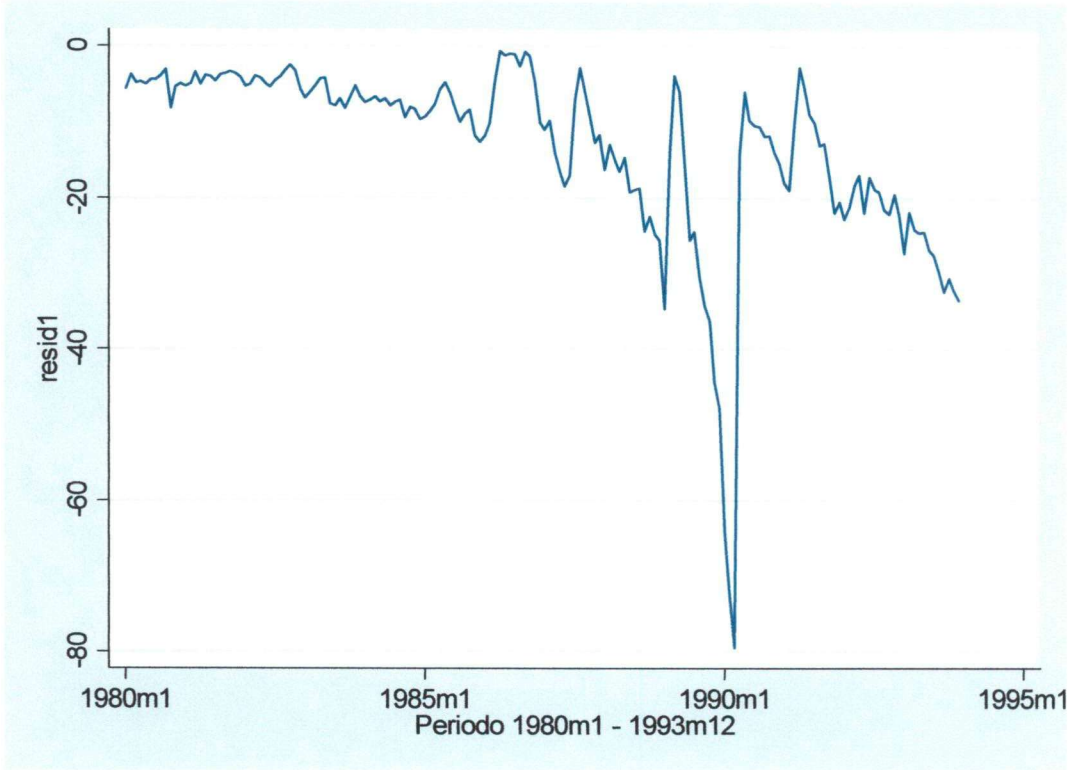



Para o resíduo de nossa regressão o resultado da analise gráfica não é tão claros, mas demonstra de maneira sutil uma evolução estacionária em nível I(0), o que é requisito para que não ocorra o problema de regressão espúria.

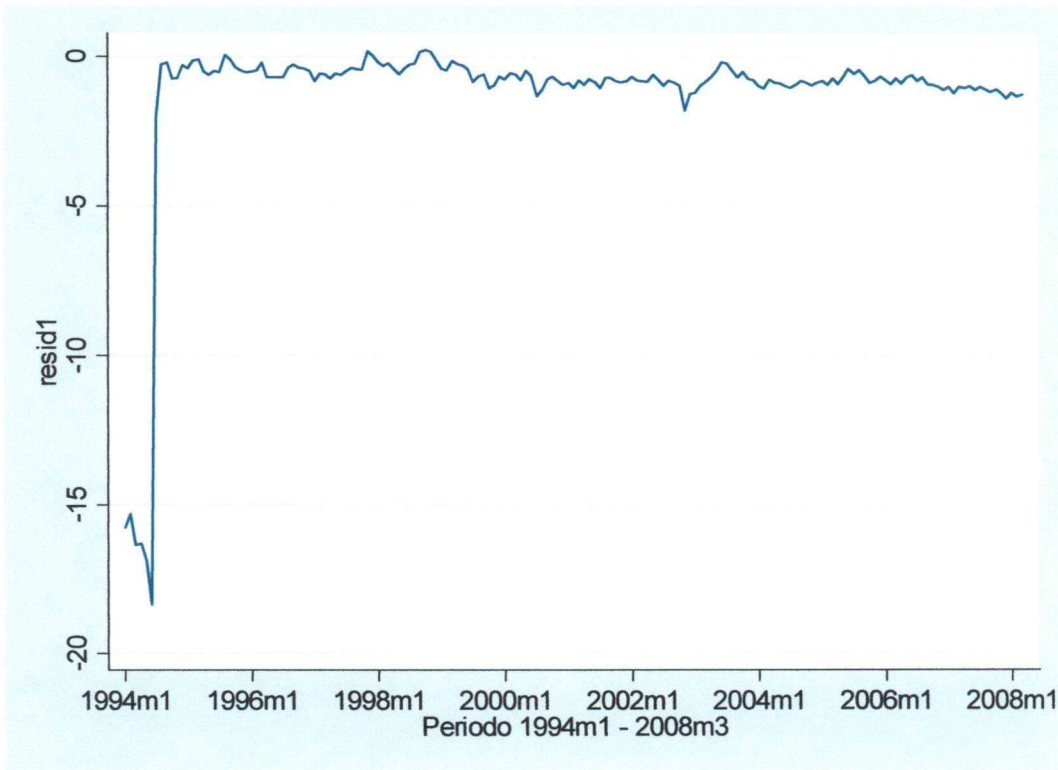
Gráfico - 5. Evolução do resíduo da regressão no período de 1980 a 2008.




1 a




Evolução do resíduo no período 3.



Quando é feita a comparação analítica do comportamento temporal dos resíduos nos dois sub-períodos analisados, verifica-se estacionáriedades em ambos, porém mais acentuada no período (3), (1994,2008).

Depois de feita uma breve análise gráfica das séries temporais das variáveis envolvidas, partiu-se para uma análise mais formal das séries, para que se possam obter análises mais precisas e com maior segurança, uma análise baseada em testes econométricos, os quais serão demonstrados seus resultados nas seguintes tabelas.

Analisando os dados da tabela para o teste de Dickey –Fuller aumentado, que leva em conta uma possível correlação serial nos termo de erro pelo artifício de somar os termos de diferenças defasados do regressando (GUJARATI2006), para o período (1), verificou-se que as variáveis estudadas tanto a taxa de juros como a inflação tem sua estatísticas significativas na primeira diferença ou seja elas rejeitam a hipótese nula de que tais variáveis possuem raiz unitária, portanto são não estacionaria. As duas séries são I(1), o resíduo é significatipo em nível na segunda defasagem o que torna as séries das variáveis estudadas aptas a verificação de co-integração entre elas. Assim sendo, quando tais variáveis são co-integradas sugerem dizer que as mesmas possuem uma relação ou equilíbrio de longo prazo entre elas.

TABELA 1-TESTE ESTACIONARIEDADE UTILIZANDO A ESTATÍSTICA DE DICKEY-FULLER AUMENTADO PARA SÉRIE TAXA DE JUROS, INFLAÇÃO E O RESÍDUO DA REGRESSÃO EM NÍVEL E EM DIFERENÇA PARA O PERÍODO – JANEIRO DE1980 A MARÇO DE 2008.

| | Teste Estatístico DF com Constante e sem tendência | Valor Crítico (1%) | Teste Estatístico DF com Constante e com tendência | Valor Crítico (1%) | Teste Estatístico DF sem Constante e sem tendência | Valor Crítico (1%) |
|---|---|---|---|---|---|---|
| **Juros em nível (P=1)** | -2.222 | -3.453 | -3.505 | -3.987 | -1.514 | -2.580 |
| **Juros em primeira diferença (P=1)** | **-13.575*** | **-3.453** | **-13.578*** | **-3.987** | **-3.591*** | **-2.580** |
| **Inflação em nível (P=10)** | -0.896 | -3.459 | -1.524 | -3.989 | -1.034 | -2.580 |
| **Inflação em primeira diferença (P=10)** | **-6.909*** | **-3.459** | **-6.900*** | **-3.990** | **-6.898*** | **-2.580** |
| **Resíduo em nível (P=7)** | -2.931 | -3.457 | -2.946 | -3.989 | -2.950 | -2.580 |
| **Resíduo em nível (P=2)** | **-5.198*** | **-3.455*** | **-5.190*** | **-3.988** | **-5.199*** | **-2.580** |

* significativo ao nível de 1%, P = número de defasagem

Fonte: Dados de Pesquisa

Utilizando o teste de raiz unitária de Phillips-Perron teste que usa métodos estatísticos não paramétricos para levar em conta a correlação serial nos termos de erro sem somar termos de diferença defasados.Gujarati (2006).

Ao analisar a tabela deste teste verificamos que tanto a taxa de juros nominal como a inflação, são significativas em primeira diferença, ou seja as séries são I(1).

Na análise dos resíduos nas duas defasagens significativas analisadas tanto a segunda como a sétima, são significativas também no Teste de Phillips-Perron.

Utilizando o teste Phillips-Perron existe co-integração para o período (1).

TABELA 2 - TESTE DE ESTACIONARIEDADE UTILIZANDO ESTATÍSTICA PHILLIPS-PERRON PARA O PERÍODO (1) QUE VAI DE JANEIRO DE 1980 A MARÇO DE 2008.

| | Teste Estatístico com Constante e sem tendência | Valor Crítico (1%) | Teste Estatístico com Constante e com tendência | Valor Crítico (1%) | Teste Estatístico sem Constante e sem tendência | Valor Crítico (1%) |
|---|---|---|---|---|---|---|
| **Juros em nível (P=1 )** | Z(rho)= -9.455 Z(t)= -2.081 | -20.370 -3.453 | Z(rho)= -19.037 Z(t)= -3.264 | -28.576 -3.986 | Z(rho)= -4.134 Z(t)= -1.467 | -13.635 -2.580 |
| **Juros em Primeira Diferença (P=1)** | Z(rho)= -307.865* Z(t)= -16.705* | -20.370 -3.453 | Z(rho)= -308.393* Z(t)= -16.707* | -28.574 -3.987 | Z(rho)= -307.824* Z(t)= -16.728* | -13.635 -2.580 |
| **Inflação em nível (P=10)** | Z(rho)= -9.035 Z(t)= -1.978 | -20.359 -3.454 | Z(rho)= -27.802 Z(t)= -3.672 | -28.548 -3.987 | Z(rho)= -6.591 Z(t)= -1.780 | -13.630 -2.580 |
| **Inflação em Primeira Diferença (P=10)** | Z(rho)= -253.477* Z(t)= -22.140* | -20.354 -3.455 | Z(rho)= -253.422* Z(t)= -22.081* | -28.536 -3.987 | Z(rho)= -253.776* Z(t)= -22.179* | -13.627 -2.580 |
| **Resíduo em nível – (P=7) - Período1** | Z(rho)= -132.948* Z(t)= -8.865* | -20.359 -3.454 | Z(rho)= -132.438* Z(t)= -8.831 | -28.548 -3.987 | Z(rho)= -132.819* Z(t)= -8.873* | -13.630 -2.580 |
| **Resíduo em nível – (P=2) - Período1** | Z(rho)= -110.331* Z(t)= -8.232* | -20.359 -3.454 | Z(rho)= -110.041* Z(t)= -8.202* | -28.548 -3.987 | Z(rho)= -110.270 Z(t)= -8.243* | -13.630 -2.580 |

- significativo ao nível de 1% - P = número de defasagem

Agora será feita a mesma bateria de testes para os sub-períodos (2) - que vai de janeiro de 1980 á julho de 1994.

Para o período (2) para ambos os testes, todas as variáveis são significativas na primeira diferença indicando que ela são I(1), ou seja, estácionárias em primeira diferença.

No estudo do resido verifica-se que ele é I(0), desta forma sendo estacionário.

Existe co-integração, como a tendência é significativo é considerado o caso mais geral.

TABELA 3 -TESTE ESTACIONARIEDADE UTILIZANDO A ESTATÍSTICA DE DICKEY-FULLER AUMENTADO PARA SÉRIE TAXA DE JUROS, INFLAÇÃO E O RESÍDUO DA REGRESSÃO EM NÍVEL E EM DIFERENÇA PARA O PERÍODO (2).

| | **Teste Estatístico DF com Constante e sem tendência** | **Valor Crítico (1%)** | **Teste Estatístico DF com Constante e com tendência** | **Valor Crítico (1%)** | **Teste Estatístico DF sem Constante e sem tendência** | **Valor Crítico (1%)** |
|---|---|---|---|---|---|---|
| **Juros em nível (P=1) Tendência** | -3.210 | -3.488 | -4.571* 3.17* | -4.018 0.002 | -0.486 | -2.591 |
| **Juros em primeira diferença (P=1) Tendência** | **-9.844*** | **-3.488** | **-9.813*** 0.03 | **-4.018** 0.975 | **-9.850*** | **-2.591** |
| **Inflação em nível (P=8 ) Tendência** | -1.802 | -3.490 | -3.190 2.61* | -4.020 0.010 | 0.306 | -2.592 |
| **Inflação em primeira diferença (P=8) Tendência** | **-6.414*** | **-3.491** | **-6.406*** 0.45 | **-4.021** 0.655 | **-6.395*** | **-2.592** |
| **Resíduo em nível (P=1 ) Tendência** | **-3.712*** | **-3.488** | **-5.024*** -3.27* | **-4.018** 0.001 | -2.165 | -2.591 |

- significativo ao nível de 1%, P = número de defasagem

TABELA 4 - TESTE DE ESTACIONARIEDADE UTILIZANDO ESTATÍSTICA PHILLIPS-PERRON PARA A SÉRIE TAXA DE JUROS, INFLAÇÃO E O RESÍDUO DA REGRESSÃO EM NÍVEL E EM DIFERENÇA PARA O PERÍODO (2).

| | Teste Estatístico DF com Constante e sem tendência | Valor Crítico (1%) | Teste Estatístico DF com Constante e com tendência | Valor Crítico (1%) | Teste Estatístico DF sem Constante e sem tendência | Valor Crítico (1%) |
|---|---|---|---|---|---|---|
| **Juros em nível (P=1)** | Z(rho)= -16.176 Z(t)= -2.900 | -20.023 -3.488 | Z(rho)= -32.042* Z(t)= -4.126* | -27.847 -4.018 | Z(rho)= -0.782 Z(t)= -0.420 | -13.434 -2.591 |
| **Juros em primeira diferença (P=1)** | Z(rho)= -149.379* Z(t)= -11.493* | -20.020 -3.488 | Z(rho)=- 149.388* Z(t)= - 11.459* | -27.840 -4.018 | Z(t)= -9.850* | -2.591 |
| **Inflação em nivel (P =8 )** | Z(rho)= -14.877 Z(t)= -2.699 | -20.023 -3.488 | Z(rho)= -30.996* Z(t)= - 4.088* | -27.847 -4.018 | Z(rho)= -0.336 Z(t)= -0.230 | -13.434 -2.591 |
| **Inflação em primeira diferença (P=8)** | Z(rho)= -99.715* Z(t)= -10.792* | -20.020 -3.488 | Z(rho)= -99.699* Z(t)= - 10.746* | -27.840 -4.018 | Z(rho)= -100.083* Z(t)= -10.810* | -13.432 -2.591 |
| **Resíduo em nível (P=1)** | Z(rho)= -24.085* Z(t)= -3.462 | -20.023 -3.488 | Z(rho)= -39.820* Z(t)= -4.632* | -27.847 -4.018 | Z(rho)= -9.763 Z(t)= -2.052 | -13.434 -2.591 |

- significativo ao nível de 1%, P = número de defasagem

Agora será verificado o período (3) que vai de julho de 1994 á março de 2008.

Para o período (3) verificou-se que a séries são integradas de primeira ordem I(1).

E o resíduo neste período é I(0), ou seja integrado em nível.

No teste de Phillips-Perron para o período (3) verificou-se que as séries são I(1), desta forma estacionárias em primeira diferença.

Já seu resíduo é I(0), sendo estacionário em nível

TABELA 5 - AS SÉRIES, TAXA DE JUROS, INFLAÇÃO E O RESÍDUO DA REGRESSÃO EM NÍVEL E EM DIFERENÇA PARA O PERÍODO (3).

| | Teste Estatístico DF com Constante e sem tendência | Valor Crítico (1%) | Teste Estatístico DF com Constante e com tendência | Valor Crítico (1%) | Teste Estatístico DF sem Constante e sem tendência | Valor Crítico (1%) |
|---|---|---|---|---|---|---|
| Juros em nível (P=8) Tendência | -2.553 | -3.489 | -3.176<br>-2.03** | -4.019<br>0.045 | -2.876* | -2.592 |
| Juros em primeira diferença (P=8) Tendência | -7.356* | -3.490 | -7.316*<br>0.85 | -4.020<br>0.399 | -7.160* | -2.592 |
| Inflação em nível (P=10) Tendência Constante | -2.930<br>-2.16* | -3.514<br>0.033 | -1.969<br>0.91 | -4.047<br>0.365 | -2.007 | -2.601 |
| Inflação em primeira diferença (P=10) | -4.618* | -3.520 | -5.375* | -4.055 | -4.624 | -2.603 |
| Resíduo em nível (P=1) | -5.735* | -3.487 | -5.496* | -4.017 | -5.626* | -2.591 |

* significativo ao nível de 1%, * significativo ao nível de 5%, P = número de defasagem

TABELA 6 - ESTIMAÇÃO DA REGRESSÃO TAXA JUROS $\pi$ E $i$ INFLAÇÃO UTILIZANDO OLS.

| Período de Tempo | $\alpha$ | $\beta$ | $R^2$ | DP | Estatística DW |
|---|---|---|---|---|---|
| 1980m1 – 2008m3 (Período 1) | 0.9155387<br>(0.0153993) | 0.6193185*<br>(0.0316428) | 0.8305 | 0.50115 | 0.6715457 |
| 1980m1 – 1994m6 (Período 2) | -0.0389676<br>(0.0892511) | 1.014001<br>(0.0853688) | 0.8354 | 0.34864 | 1.152343 |
| 1994m7 – 2008m3 (Período 3) | 0.8322541<br>(0.0419964) | 0.1956362*<br>(0.0357293) | 0.5524 | 0.49959 | 0.5510931 |

DP = Desvio Padrão da regressão
Desvio Padrão dos coeficientes entre parênteses.
Fonte: Dados de Pesquisa

Para

No *teste de Chow* foi verificado um valor da estatística $F = 4,61$, valor este que ultrapassa o valor crítico de $F=2,32$.

Sendo o valor de $F$ calculado superior ao valor $F$ crítico, rejeitamos $H_0$ de estabilidade dos parâmetros e concluímos que as regressões dos sub-períodos são diferentes e, neste caso, o emprego da regressão para o período integral seria na melhor das hipóteses, de valor dúbio. (GUJARATI 2006, p. 223)

Nos resultados para o mecanismo de correção de erro foi encontrado os seguintes valores para a equação representativa do *teorema da representação de Granger*.

Considerando o modelo:

$$\Delta Y_t = -0.006576 + 0.1622757\Delta X_t + -0.1908093u_{t-1} + \varepsilon_t \quad (11)$$

Na equação pode-se verificar que a velocidade com que a taxa de juros se move para eliminar os choques da inflação em um mesmo mês é de $\alpha_2$ = 0.190809de que corresponde19% ao mês, desta forma necessitando de 5 meses para atingir o ajustamento total.

Na reprodução da equação (9) da regressão,

$$i_t = \alpha + \beta\pi_t + \varepsilon_t \quad (12)$$

Ao analisar a tabela (6) que representa os dados da estimação da regressão do *Efeito Fisher*, nota-se que todos os períodos apresentaram valores significativos em relação ao parâmetro $\beta$ mas os valores de $\beta$ que corroboram a definição clássica do Efeito Fisher na qual é definida como sendo a relação de um para um entre a taxa de inflação e taxa nominal de juros desta forma apenas sendo o período (2) que apresenta um $\beta \cong 1$, o único a representar o *Efeito Fisher* na sua definição tradicional.

Outros trabalhos como Cooray, A (2002) apresentam o *Efeito Fisher* como tendo diferentes níveis ou intensidades, desta forma adotando a hipótese de o parâmetro $\beta$ pode estar no intervalo $0 \leq$ e $\geq 1$.

Ou seja interpretando que ouve uma forte evidência do Efeito Fisher para alguns períodos e não para outros.

## 6 CONCLUSÕES

No presente trabalho foi feito uma análise de ocorrência do *Efeito Fisher* para a economia brasileira entre janeiro de 1980 à março de 2008. Para embasar esta análise foi utilizado literaturas com estudos anteriores sobre o *Efeito Fisher*, também fez-se utilização de métodos econométricos para análise empírica do efeito.

O Efeito Fisher foi primeiramente estudado por Irving Fisher, no início do século XX, mais precisamente com a criação de sua obra A teoria do Juros (1930). Desde então este efeito vem sendo estudado nas economias mundiais de modo cada vez mais exaustivos, demonstrando a gradativa elevação de importância que o assunto vem tendo para a Política Monetária nos dias atuais. Mas mesmo assim sendo encontrado pouco consenso entre os trabalhos já elaborados até então.

Na analise dos resultados deste trabalho foi encontrado co-integração entre as séries para os três períodos, mas co-integração com $\beta \cong 1$ somente no período (2), assim revelando que neste estudo a ocorrência do *Efeito Fisher* se deu apenas para o período de janeiro de1980 á junho de 1994. Também foi revelado no teste do mecanismo de correção de erros, que a velocidade de ajustamento da taxa de juros que corresponde ao $\alpha_2$ da equação (11), é de 19% ao mês, ou seja, demora-se 5 meses para que a taxa de juros nominal se ajuste totalmente aos choques na taxa de inflação. O período (2) o qual corrobora a ocorrência do *Efeito Fisher*, foi caracterizado por uma instabilidade econômica e por altas taxas de inflação, revelando uma passividade das políticas econômicas para modificar as variáveis reais da economia brasileira neste período. Deixando os agentes econômicos com restrições nos instrumentos de política monetária para alterar o lado real da economia brasileira.

Lembra-se que o objetivo deste trabalho não foi esgotar a análise do Efeito Fisher para a economia brasileira no período estudado. Mas sim contribuir para análises futuras sobre o *Efeito Fisher*.

# REFERÊNCIAS

ARUSHA, C.The Fisher Effect: A Review of the Literature. Disponível em: http://www.econ.mq.edu.au/research/2002/6-2002Cooray.PDF>Acessado em: 08/04/2008

Basma B.; Christopher F. B. A re-evaluation of empirical tests of the Fisher hypothesis. Disponível em:<http://escholarship.bc.edu/cgi/viewcontent.cgi?article=1152&context=econ_papers> Acessado em: 08/04/2008

BLANCHARD, O. Macroeconomia: Oliver Blanchard. São Paulo. Ed. Pearson Prentice Hall, 2004.

DORNBUSH, R; FISHER, S. Macroeconomia:Rudiger Dornbush; Stanley Fisher. 5. ed. São Paulo, Ed. Pearson Makron Books ., 1991

CRUZ, A.I.G da. O Efeito Fisher no Brasil: uma análise pós-plano real. 39 f. Monografia – Universidade Federal de Juiz de Fora, Juiz de Fora, 2005. Disponível em: < http://www.bdmg.mg.gov.br/estudos/arquivo/premio/docs_2005/2_lugar_univ_2005.pdf>. Acessado em: 03/05/2008

GORDON, R.J. Macroeconomia. 7.ed. Porto Alegre, Ed. Bookman., 2000

GUJARATI,D.N. Econometria Básica :Damodar Gujarati. 4. ed. Rio de Janeiro, Ed Elsevier, 2006

LOPES, L.M; VASCONCELLOS, M.A.S. Manual de Macroeconomia: Nível Básico e Nível Intermediário. 2ed. São Paulo, Ed. Atlas S.A, 2006

CARNEIRO,F.G.;DIVINO,J.AC.A.;ROCHA,C.H. Reconsiderando o efeito Fisher: uma análise de cointegração entre taxas de juros e inflação.

SANDRONI,P. Dicionário de Economia : do século XXI. Edição revista e atualizada do Novíssimo Dicionário de Economia, Rio de Janeiro, Ed Record, 2005.

SILVA, T. E. M. R. da. Verificação de evidências do efeito Fisher no Brasil: Uma análise empírica entre 1999 e 2006. Monografia (Graduação em Ciências Econômicas) – Centro de Ciências Sociais Aplicadas, Universidade Federal da Paraíba, João Pessoa, 2006. Disponível em: <http://www.ccsa.ufpb.br/de/Monografias/Monografia_T%C3%BAlio%20Eduardo%20M%C3%A1ximo%20Rodrigues%20da%20Silva.pdf >. Acessado em: 03/05/2008

Yixiao S.,Understanding the Fisher Equation. Disponíve em: < http://weber.ucsd.edu/~yisun/fisher.pdf>. Acessado em:08/04/2008