

**Kandidatuppsats NEKK01**  
**VT 2009**



**EKONOMI  
HÖGSKOLAN**  
Lunds universitet

# Är BRIC marknaderna svagt effektiva?

**Handledare:**  
Hans Byström

**Författare:**  
Marlena Misharina

# Innehållsförteckning

Sammanfattning	3
1 Inledning	4
1.1 Bakgrund	4
1.2 BRIC	5
1.3 Syfte	5
1.4 Avgränsningar	5
2 Teori	8
2.1 Den Effektiva Marknadshypotesen (EMH)	8
2.1.1 Svag effektivitet	8
2.1.2 Halvstark effektivitet	8
2.1.3 Stark effektivitet	9
2.2 Random Walk Modellen	9
2.3 Kritik mot EMH	10
3 Tidigare studier	12
3.1 Tidigare studier: BRIC	12
3.2 Tidigare studier: andra tillväxtmarknader	13
4 Analysmetod	14
4.1 Autokorrelation	14
4.1.1 Breusch-Godfrey LM test	14
4.1.2 Autokorrelationskoefficienten	16
4.2 Enhetsrot	16
4.2.1 Augmented Dickey-Fuller test	17
5 Metod	18
6 Resultat och Analys	20
6.1 Breusch-Godfrey LM test	20
6.2 Autokorrelationskoefficienten	21
6.3 Augmented-Dickey Fuller test	23
7 Slutsats	25
8 Referenslista	27
Bilaga 1 Breusch-Godfrey LM test	31
Bilaga 2 Augmented Dickey-Fuller test	35

## Sammanfattning

Uppsatsen testar fyra marknader för svag marknadseffektivitet. Marknaderna som undersöks är BRIC-marknaderna; Brasilien, Ryssland, Indien och Kina. Svag effektivitet innebär att man inte kan utnyttja historiska prisrörelser för att förutsäga framtida prisrörelser. Undersökningsperioden sträcker sig från ca år 2000-2009, och datamaterialet delas sedan upp i två lika stora perioder, som benämns period 1 och 2. För att testa för svag effektivitet används den så kallade random walk modellen, där priset idag är lika med priset igår plus en residualterm. Analysmetoden bygger på enhetsrotstestet Augmented Dickey-Fuller och på autokorrelationstestet Breusch-Godfrey Lagrange Multiplier. Autokorrelationskoefficienten och förklaringsgraden redovisas och analyseras därefter. Enhetsrotstestet visade att samtliga marknader innehöll en enhetsrot, vilket stödjer svag marknadseffektivitet. Autokorrelationstestet visade att samtliga marknader, förutom Ryssland period 1 och Kina period 2, uppvisade autokorrelation vilket inte stödjer svag marknadseffektivitet. Dock var autokorrelationen minimal, högst hade Ryssland period 2 på 13,5 % och Indien period 1 på 13,08 %. Enligt den effektiva marknadshypotesen behöver inte autokorrelation betyda att en marknad inte är svagt effektiv om det är ett väldigt litet beroende som inte har någon ekonomisk relevans. Med ekonomisk relevans menas att man ska kunna öka den förväntade vinsten. En autokorrelation på 13,5 % som var den högsta noterade autokorrelationen, innebär att 1,82 % av förändringen i nästa periods avkastning kan förklaras av denna periods förändring. Då detta låter väldigt lite, och därmed kanske inte har någon ekonomisk relevans, kan inget slutligt svar ges vad gäller effektiviteten för samtliga marknader och perioder, med undantag för Ryssland period 1 och Kina period 2 som anses vara svagt effektiva vid nämnda perioder.

# 1 Inledning

## 1.1 Bakgrund

Efter att ha gått igenom ett stort antal publicerade akademiska artiklar som bland annat finns tillgängliga genom Lunds Universitets är det tydligt att väldigt många empiriska undersökningar har utförts och utförs än idag kring aktiepriser på olika marknader. Målet med undersökningarna är i många fall att detektera om aktieprisrörelserna kan följa något förutsägbart underliggande mönster och om man kan utnyttja detta till sin fördel, eller om prisrörelserna helt beror på slumpen. Följer prisrörelserna ett förutsägbart mönster kan det möjligen bland annat finnas pengar att tjäna genom förutsägelse av framtida prisrörelser. Det är troligen en viktig anledning till varför många undersökningar av detta slag utförs.

Diskussionen om aktieprisrörelserna verkar ha pågått i ett antal år och av resultaten att döma är den fortfarande långlivad då resultaten är blandade beroende på vilken marknad man undersöker och vilka analysmetoder man använder. (En naturlig avgrening från denna diskussion har på så vis uppstått i vissa artiklar, och det är diskussionen om vilka statistiska analysmetoder som passar sig bäst för att bevisa antingen för eller emot).

Eugene Fama (1995) menar att aktieprisrörelser är slumpmässiga, det vill säga priserna följer en så kallad random walk modell<sup>1</sup>. Fama (1970) nämner bland annat random walk modellen för att testa för marknadseffektivitet<sup>2</sup>. Random walk modellen säger att prisrörelserna är slumpmässiga och därmed går det inte att prediktera exempelvis morgondagens pris baserat på dagens pris eller annan föreliggande dags pris. (Fama 1995) I en svagt effektiv marknad kan man alltså inte använda historisk information om en series prisrörelser för att förutsäga framtida prisrörelser, det vill säga i en svagt effektiv marknad följer prisrörelserna en random walk.

I många undersökningar har diskussionen fokuserats på tillväxtmarknader<sup>3</sup>, såsom BRIC marknaderna, och om de i sig kan vara ett undantag från teorin om slumpmässiga aktieprisrörelser. Den generella definitionen på begreppet tillväxtmarknader kan

---

<sup>1</sup> Se avsnitt 2.2

<sup>2</sup> Se avsnitt 2.1

<sup>3</sup> Översättning från begreppet "emerging markets"

sammanfattas som länder i olika skeden av ekonomiskt utveckling och tillväxt och som efter olika strukturella reformer öppnats/öppnas mer mot omvärlden. De karaktäriseras ofta av hög tillväxt, mycket tillgångar och följaktligen en växande medelklass.<sup>4</sup> Hittills har ingen allmän deklARATION framkommit att tillväxtmarknader skulle vara antingen svagt effektiva eller inte. Den här uppsatsen avser att avlägga sitt bidrag till denna diskussion, med resultat från nutid.

## 1.2 BRIC

Brasilien, Ryssland, Indien och Kina (China) är stora tillväxtländer och det har skrivits mycket om den kraftiga tillväxt de haft de senaste åren. Det var år 2003 som Goldman Sachs publicerade en artikel "Dreaming with BRICs – The Path to 2050". I artikeln identifieras de fyra länderna; Brasilien, Ryssland, Indien och Kina (BRIC), som förutspås kunna bli fyra av de sex största ekonomierna i världen innan år 2050. (Där USA och Japan skulle representera de övriga två ekonomierna). (Purushothaman & Wilson, 2003)

## 1.3 Syfte

Syftet med denna uppsats är att undersöka om BRIC ländernas aktiemarknader kan anses vara svagt effektiva enligt Famas definition på marknadseffektivitet. BRIC är stora tillväxtmarknader och har varit i fokus ett antal år nu, inte minst vad gäller utländska investeringar. Ett flertal olika fonder erbjuder placeringsmöjligheter i BRIC marknaderna som exempelvis Goldman Sachs BRIC portfolio, Schroder ISF BRIC, Skandia BRIC, Capinordic BRICA etc. Det skulle vara intressant att ta reda på om BRIC marknaderna i nutid uppfyller den svaga formen av marknadseffektivitet eller om det finns möjligheter till att förutsäga morgondagens prisrörelser.

## 1.4 Avgränsningar

I en perfekt värld skulle man haft möjlighet att utföra alla existerande statistiska tester, undersöka alla modeller tillgängliga, på alla index som finns, och kunna tillskriva resultatet alla forskares olika åsikter och teorier, och få alla att vara nöjda och hålla med om slutsatsen. Dock är ovanstående inte möjligt och mina avgränsningar kommer att presenteras i detta stycke.

---

<sup>4</sup> Se t.ex. Li, O'Leary (2008), Kvint (2008), Schäring (2009)

Jag har valt att rikta in mig på Famas definition av marknadseffektivitet och den i princip tillhörande random walk modellen. Jag vill påpeka att detta är enbart en av många teorier och hypoteser på marknaden, som i och för sig har fått stort fäste, men som även fått motta mycket kritik, många gånger på legitima grunder. Hursomhelst är det denna inriktning jag har valt och kommer att basera mina slutsatser på den.

Vad gäller val av analysmetod så kan jag även där påpeka att det finns väldigt många olika statistiska och ekonometriska tester man kan utföra för detta syfte, säkerligen finns det inget sådant test som saknar kritik. Jag har valt att utföra två olika typer av tester som både har stöd i empirisk forskning och har kritiserats. Augmented Dickey-Fuller som undersöker om serierna har en enhetsrot<sup>5</sup>, Breusch-Godfrey LM som undersöker om serierna är autokorrelerade och presentation av autokorrelationskoefficienten och förklaringsgraden från resultatet av Breusch-Godfrey testet. Undersökningarna är begränsade till enbart test av linjärt beroende. Jag har fått uppfattningen att en kombination av enhetsrotstest och autokorrelationstest ger en bra grund till bedömning av svag marknadseffektivitet.

Datamaterialet har delats upp i två delar för att kortare perioder kan avslöja ett visst mönster medan under längre perioder kan det planas ut och försvinna. Anledningen till att jag inte delade upp det ytterligare är för att undvika att serierna blir för korta och missvisande resultat uppstår. Jag valde att undersöka tidsperioden ca år 2000-2009 då jag ville undersöka nutid och inte gå för långt tillbaka i tiden, men ändå ha möjlighet att jämföra två olika tidsperioder med varandra för eventuella olikheter.

Huruvida finanskrisen och IT-kraschen, som befinner sig tidsmässigt i vars sin period, har påverkat effektiviteten kommer jag inte att analysera. Det hade varit intressant att undersöka krisernas påverkan på effektiviteten men då jag anser att det är ett ämne i sig har jag avgränsat mig till att inte gå in på det mer än enbart kort nämna det i samband med slutsatsen. Mitt mål med uppsatsen är inte att komma fram till varför eller varför inte serierna är svagt effektiva, utan enbart att komma fram till om de skulle kunna vara det eller inte.

---

<sup>5</sup> svensk översättning av "unit root"

Marknadsindexen som är basen för hela undersökningen är utvalda enligt min egen bedömning av indexens relevans vad gäller representationen av hela marknaden. Relevansen har jag baserat på antalet aktier, deras viktning i förhållande till indexet, marknadsvärdet, och min bedömning av indexets popularitet som representation.

Därför får man inte glömma att resultatet och slutsatsen är baserat på just dessa index. Resultatet hade kunna bli ett annat med bas i ett annat index. Det ultimata hade förstås varit att undersöka ett flertal olika index, med olika sammansättningar och viktningar, på samma marknad och jämföra dessa resultat med varandra. Jag har dock avgränsat mig till ett index per marknad.

## 2 Teori

### 2.1 Den effektiva marknadshypotesen

I detta avsnitt presenteras den effektiva marknadshypotesen enligt Eugene Fama (1970).

1970 publicerade Eugene Fama sin hypotes om effektiva marknader i ”Journal av Finance”. Hypotesen har sedan fått fäste i bland annat den finansiella världen, och både kritiserats och prisats. Man finner ofta hypotesen i akademiska läroböcker och genom åren har en mängd olika marknader testats för effektivitet med utgångspunkt i den effektiva marknadshypotesen.

”A market in which prices always fully reflect available information is called efficient” (Fama 1970, s. 383). Så lyder Famas definition på den effektiva marknaden. Det vill säga, enligt teorin om den effektiva marknaden återspeglar priserna på en effektiv marknad alltid all fullständig information som finns tillgänglig. Antagandena som teorin om den effektiva marknaden grundar sig i är att marknadsaktörerna är rationella och tolkar informationen på rätt sätt, informationen är gratis och vida tillgänglig och handeln med värdepapper kommer utan transaktionskostnader.

Den effektiva marknaden kan enligt Fama (1970) i sin tur delas in i tre nivåer av effektivitet; svag, halvstark och stark effektivitet. (Fama, 1970)

#### 2.1.1 Svag effektivitet

Svag effektivitet innebär att nuvarande priser redan har påverkats av all historisk information i dess prisserie. (SNS/FinansTidningen 2000, s. 24) Således ska historiska prisrörelser inte kunna påverka nuvarande prisrörelser i en svagt effektiv marknad. (ibid.) Om signifikant påverkan finns kan man utnyttja den för att förutsäga framtida prisrörelser och marknaden är således ineffektiv. (ibid.) I en svagt effektiv marknad lönar det sig således inte att agera på information baserat på analys av historiska prisrörelser. (ibid.) Prisrörelserna är slumpmässiga, i enlighet med en random walk. (ibid.)

#### 2.1.2 Halvstark effektivitet

När en marknad räknas som halvstarkt effektiv innebär det att all ny allmänt känd information direkt avspeglas i priserna. (SNS/FinansTidningen 2000, s. 24) Detta eftersom att i en



halvstarkt effektiv marknad blir nyinkommen information direkt allmänt tillgänglig och av det följer att priserna direkt justeras utefter sådan information. (SNS/FinansTidningen 2000, s. 25) Detta leder förstås till att ingen kan använda allmänt känd information till att göra sig en vinst på. (ibid.) Denna form av effektivitet kan prövas genom att undersöka hur snabbt priserna reagerar på ny information. (ibid.)

### 2.1.3 Stark effektivitet

En starkt effektiv marknad avspeglar all information, även sådan som inte är allmänt tillgänglig, i de nuvarande priserna, exempelvis insiderinformation. (SNS/FinansTidningen 2000, s. 24) För att avgöra om marknaden är starkt effektiv kan man försöka undersöka om insiderinformation kan användas för att göra en vinst. (SNS/FinansTidningen 2000, s. 25)

## 2.2 Random walk modellen

Random walk modellen ges av Fama som utgångspunkt för test av marknadseffektivitet. (Fama 1970) Random walk teorin säger att prisrörelsernas historik inte kan användas för att förutsäga framtida prisrörelser. (Fama 1995)

Random walk modellen kan skrivas som (se ex. Gujarati 2006, s. 499-501):

$$P_t = P_{t-1} + \varepsilon_t$$

Där:

$P_t$  = Pris (stängningskurs) tidpunkt  $t$

$P_{t-1}$  = Pris (stängningskurs) tidpunkt  $t-1$

$\varepsilon_t$  = residualtermen

Random walk modellen säger alltså att priset vid tidpunkt  $t$  (dagens pris) är lika med priset vid tidpunkt  $t-1$  (gårdagens pris) plus en residualterm  $\varepsilon_t$ . (Gujarati 2006, s. 500) Residualtermen, som i detta fall är priset förändringen, har väntevärde noll och konstant varians  $\sigma^2$  och är oberoende av andra priset förändringar. (ibid.) Brown et al. (2007, s. 403) förklarar att med väntevärde noll för avkastningarna (priset förändringarna)  $\varepsilon_t$  menas inte att de förväntade avkastningarna faktiskt är noll. Det bör tolkas som att skillnaden mellan dagens avkastning och förväntad avkastning är lika med noll, det vill säga, dagens pris är en bra skattning av

morgondagens pris. Historisk prisinformation ger oss alltså inte någon information om avvikelserna mellan dagens avkastning och förväntad avkastning. (Brown et al. 2007, s. 403)

Ibland lägger man även till en drift (intercept) parameter till ekvationen som ger oss den förväntade avkastningen oberoende av föregående periods avkastningar. (Brown et al. 2007, s. 407, Gujarati 2006, s. 501) Den ger oss tillgångens värdeförändring, som ofta är uppåtriktad, det vill säga den positiva värdestegring man förväntar sig för att man ska behålla tillgången och inte sälja den. (SNS/FinansTidningen 2000, s. 23-24) En prisserie som följer en random walk är icke-stationär (har en enhetsrot) och dess successiva avkastningsförändringar är seriellt okorrelerade. (Alimov et al. 2004, Gujarati 2006, s. 499-501)

## **2.3 Kritik mot EMH**

Malkiel (2003) skrev artikeln "The efficient market hypothesis and its critics" där han går igenom och analyserar kritiken som har riktats mot EMH. Detta avsnitt går igenom denna kritik från artikeln.

Kritiker, bland annat anhängare av teknisk och fundamental analys, hävdar att det visst kan förekomma förutsägbara trender och mönster på marknaden med följden att man kan öka den förväntade avkastningen genom noggrann analys och utan att behöva ta på sig ytterligare risk.

Vissa studier har visat att under korta perioder förekommer det viss positiv autokorrelation hos aktieavkastningar och långsiktig negativ autokorrelation. (Dock, enligt Fama (1995) behöver inte autokorrelation betyda avvikelse från random walk och EMH om beroendet är så litet att det blir oviktigt i ekonomisk relevans.)

Den positiva autokorrelationen kan enligt vissa beteendestudier ha uppkommit från underreaktioner på ny information. Andra studier visar att psykologiska mekanismer kan få en stor grupp av investerare att handla irrationellt i påverkan av varandra som i sin tur kan leda till kortsiktig positiv autokorrelation (i motsats till effektiva marknadshypotesens antagande om att individer är rationella).

Den negativa autokorrelationen har i en del studier visat sig vara ett resultat av överreaktioner. Överreaktioner kan leda till att priset skiljer sig från sitt verkliga värde under den tid som

aktien är övervärderad/undervärderad av investerare för att sedan återgå mot sitt verkliga värde.

Dessutom har exempelvis fenomen som säsongs- och veckodagseffekter observerats, där avkastningen skiljer sig från normalt. Dock hävdar artikeln att i många fall är effekterna inte regelbundna eller helt enkelt för små för att göra sig en överavkastning på. (Malkiel, 2003)

## 3 Tidigare studier

Tidigare studier på BRIC marknaderna och andra tillväxtmarknader visar blandade resultat. Olika metoder används för att testa för svag effektivitet, varav de mest vanliga analysmetoderna verkar vara olika autokorrelationstest, enhetsrotstest, varianskvottest och runs test. Nedan sammanfattas ett urval av tidigare studier på BRIC marknaderna och några övriga tillväxtmarknader.

### 3.1 Tidigare studier: BRIC

Urrutia (1995) genomförde en studie på fyra länder i Latin Amerika; Argentina, Brasilien, Chile och Mexico för perioden 1975-1991 på månatliga data. Han använde sig av varianskvottestet och runs test, och fann att varianskvottestet förkastade random walk, medan runs testet pekar mot att serierna följde en random walk. En studie utförd några år senare på samma marknader, av Ojah och Karemera (1999), visade att samtliga fyra marknader tillfredsställde den svaga formen av effektivitet under perioden 1987-1997. Studien använde sig av multipelt varianskvottest och en generaliserad ARIMA modell som analysmetod.

En studie av Hall, Urga och Zalewska-Mitura (1998) gjordes på den ryska marknaden från 1994 till 1998. Studien, som byggde på en tidsvarierande parameter modell och GARCH-M modell, applicerades på två index och på enskilda aktier för att avgöra marknadens föränderliga effektivitet genom tiden. Resultaten från testen på indexen visade att marknaden hade gått från att vara ineffektiv till effektiv på ungefär två och ett halvt år. Däremot testen från enskilda aktier visade ett icke-samstämmigt resultat, där vissa aktier var ineffektiva och andra inte. De som var ineffektiva visade inga tecken på att de rörde sig mot effektivitet. En annan studie av Worthington och Higgs (2003) på bland annat den ryska marknaden mellan åren 1994-2003 visade att den ryska marknaden var svagt ineffektiv. Analysmetoden som användes var enhetsrotstest, test av autokorrelation, varianskvotstest och runs test. Dagsdata användes av både Hall et al. och Worthington et al.

2009 undersökte Sohel bland annat Kina för perioden 1996-2006 och fann att kraven för svag effektivitet inte var uppfyllda. Analysmetoden ifråga var enhetsrotstest och varianskvottest och undersökningen baserades på dagsdata. 2004 utförde Araujo och Tabak en studie av bland annat Kina och Hong Kong under åren 1992-2000. I studien användes dagliga avkastningar och varianskvottest användes för att fastställa om marknaderna följer en random walk.

Resultatet visar att Hong Kongs aktiemarknad och klass A aktier för Kinas aktiebörser följer en random walk, medan klass B aktierna för Kinas aktiebörser inte gör det.

Resultaten från en studie av Cooray och Wickremasinghe (2008) visade bland annat att den indiska aktiemarknaden följer en random walk och kan således klassas som svagt effektiv. I undersökningen användes månatlig data mellan åren 1996-2005 och analysmetoden i fråga var enhetsrotstest. En studie av Alimov et al. (2004) visade i princip samstämmigt resultat. De undersökte Bombay Stock Exchange mellan åren 2001-2003. Veckodata användes för enskilda aktier och index. Analysmetoden var enhetsrotstest och varianskvotstest. Resultatet visade att aktiebörsen generellt sett följer en random walk, bortsett från viss stationaritet hos indexen.

### **3.2 Tidigare studier: andra tillväxtmarknader**

Bhuyan, Mobarek & Mollah undersökte 2008 Bangladesh aktiemarknad och fann att den svaga effektiviteten kunde förkastas för perioden 1988-2000. Analysmetoden de använde var autoregressiv modell, ARIMA modell, Kolmogrov-Smirnov test, runs test och autokorrelationstest. Testen utfördes på dagsdata.

Några europeiska marknader testades av Gilmore och McManus (2003) och Ozdemir (2008). Gilmore och McManus undersökte Tjeckien, Ungern och Polen för perioden 1995-2000. De fann blandade resultat som pekade mot att svag effektivitet saknades. De använde sig av enhetsrotstest, varianskvotstest, ARIMA modell och GARCH på veckodata.

Ozdemir undersökte 2008 den turkiska marknaden för perioden 1990-2005 och fann att marknaden var svagt effektiv. Tester som användes var enhetsrotstest, varianskvotstest och runs test. Undersökningarna utfördes på veckodata.

## 4 Analyismetod

För att pröva den svaga formen av effektivitet kommer jag att använda mig av två typer av test, enhetsrotstest (Augmented Dickey-Fuller) och autokorrelationstest (Breusch-Godfrey LM och autokorrelationskoefficienten). Detta för att med större säkerhet kunna utesluta eller inte utesluta random walk hypotesen, och svag effektivitet.

### 4.1 Autokorrelation

Autokorrelation beskriver hur residualerna vid olika tidpunkter är relaterade till varandra, i detta fall hur olika avkastningsförändringar genom tiden är relaterade till varandra. (Andersson, Jorner & Ågren 2007, s. 183) När residualerna påverkar varandra kan man säga att det förekommer autokorrelation. Autokorrelerade avkastningar talar emot att prisrörelserna följer en random walk. För att avkastningarna inte ska vara autokorrelerade gäller att autokorrelationen mellan residualerna är noll. (Pindyck & Rubinfeld 1991, s. 139-140)

Det finns många test tillgängliga för att detektera korrelation. Ett vanligt test är Durbin-Watson testet. Durbin-Watson statistikan anges ofta automatiskt vid regressioner. Problemet med detta test är dock att det bara ser till första ordningens korrelation och missar eventuella högre ordningens korrelationer. (Andersson, Jorner & Ågren 2007, s. 247-248) Dessutom är inte Durbin-Watson testet aktuellt när en eller flera av de förklarande variablerna är laggade värden av den oberoende variabeln, som är fallet här. (Gujarati, 2006, s. 437)

Ett autokorrelationstest som inte har dessa problem är Breusch-Godfrey Lagrange Multiplier Test. (Greene, 2003, s. 270) Därför kommer jag att använda mig av Breusch-Godfrey testet, istället för Durbin-Watson testet, för att detektera eventuell autokorrelation mellan avkastningarna. Testet ger autokorrelationskoefficienten för varje lagg för att se hur pass mycket autokorrelation som finns och hur mycket den kan förklara förändringar i nästa periods avkastningar.

#### 4.1.1 Breusch-Godfrey Lagrange Multiplier Test

För att använda Breusch-Godfrey testet börjar man, enligt Andersson, Jorner och Ågren (2007, s. 245-249), med att skatta en regressionsmodell för en serie  $Y_t$  av formen:

$$Y_t = B_1 + B_2 Y_{t-1} + \dots + B_k Y_{t-k} + \varepsilon_t$$

Residualerna från modellen ovan sparas och man skattar sedan regressionsmodellen nedan

$$\varepsilon_t = b_1 + b_2 Y_{t-1} + p_1 \varepsilon_{t-1} + p_2 \varepsilon_{t-2} + p_3 \varepsilon_{t-3} + \dots + p_k \varepsilon_{t-k} + u_t$$

där residualen  $\varepsilon_t$  följer en autoregressiv modell av ordningen  $k$  och där:

$\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$  normalfördelad med väntevärde noll och konstant varians och antas vara okorrelerad över tiden under nollhypotesen.

$u_t \sim N(0, \sigma^2)$  normalfördelad med väntevärde noll och konstant varians och antas vara okorrelerad med andra  $u_{t-k}$  och  $\varepsilon$ .

Vad man vill testa är den gemensamma nollhypotesen:

$$H_0: p_1 = p_2 = p_3 = \dots = p_k = 0$$

Mot

$$H_1: \text{Minst en av } p_1, p_2, p_3, \dots, p_k \neq 0$$

Under nollhypotesen finns ingen autokorrelation upp till lagg  $k$ , och under alternativhypotesen finns autokorrelation upp till lagg  $k$ . (Andersson, Jorner & Ågren 2007, s. 245-249)

Andersson, Jorner och Ågren (2007, s. 246) och Eviews User's Guide (s. 376-377) ger oss följande beskrivning på LM statistikan och dess uträkning. Breusch-Godfrey LM statistikan, som är chi-square fördelad och rapporteras sedan av programmet man använder (exempelvis eviews). LM-statistikan kalkyleras som antalet observationer, exklusive antalet laggar man använder sig av i testet, multiplicerat med  $R^2$ -värdet från test regressionen:

$$\text{LM-statistikan} = (\text{Obs.} - k) * R^2$$

Där:

$$(\text{Obs.} - k) * R^2 \sim \chi^2_\alpha$$

Nollhypotesen att det inte finns autokorrelation upp till lagg  $k$ , förkastas, då:

$$(\text{Obs.} - k) * R^2 > \chi^2_\alpha$$

Där:

$\alpha$  = signifikansnivå.

(Andersson, Jorner & Ågren 2007, s. 246, Eviews User's Guide, s 376-377)

#### 4.1.2 Autokorrelationskoefficienten

Autokorrelationskoefficienten fås från Breusch-Godfrey testet och förklaringsgraden  $R^2$  fås genom att kvadrera autokorrelationskoefficienten. (De Ridder 2002, s. 136-137) Autokorrelationskoefficienten hamnar alltid mellan  $-1 \leq p \leq 1$  där +1 innebär perfekt positiv autokorrelation och  $-1$  perfekt negativ autokorrelation. (Gujarati 2006, s. 61)  $R^2$  ger oss hur stor andel av förändringen i dagens avkastning som kan förklaras av föregående periods avkastning, därav namnet "förklaringsgrad". (De Ridder 2002, s. 136-137)

#### 4.2 Enhetsrot

En serie prisrörelser är stationära om medelvärdet och variansen är konstant över tiden. (Gujarati 2006, s. 496) Dessutom ska värdet av kovariansen endast bero på avståndet mellan tidsperioderna, och inte på själva tidpunkten för uträkandet. (ibid.)

En random walk modell är icke-stationär och har därmed en enhetsrot, däremot är dess första differens stationär. (Gujarati 2006, s. 497-500) För en pristinsserie som följer en random walk betyder det att dess avkastningar är stationära. (Gujarati 2006, s. 500-501)

Enligt Eviews User's Guide 4.0 (s. 328-329) kan man för att avgöra om en pristinsserie följer en random walk alltså undersöka om den har en enhetsrot. Upptäcker man en enhetsrot i serien kan man ta reda på hur många enhetsrötter den har, det vill säga till vilken ordning den är integrerad. En stationär serie utan enhetsrot är integrerad till ordningen noll  $I(0)$ , medan en icke-stationär serie som blir stationär vid första differensen är integrerad av ordningen ett  $I(1)$  osv. (Eviews User's Guide 4.0, s. 328-329)

Eviews föreslår ett par olika test för att undersöka förekomsten av enhetsrot. Ett av dem är Augmented Dickey-Fuller (ADF) testet som ofta används vid test av enhetsrot.



### 4.2.1 Augmented Dickey-Fuller (ADF) Test

Nedan följer en beskrivning av ADF testet från Eviews User's Guide (s. 333-334).

Vi har en modell med laggade värden av den beroende variabeln som kan se ut så här:

$$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + \beta_1 \Delta y_{t-1} + \beta_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \beta_k \Delta y_{t-k} + v_t$$

Där:

$$\alpha = \rho - 1$$

Nollhypotesen och alternativhypotesen kan då skrivas som:

$$H_0: \alpha = 0 \text{ (eller: } \rho = 1)$$

$$H_1: \alpha < 0 \text{ (eller: } \rho < 1)$$

Under nollhypotesen har serien en enhetsrot och är icke-stationär. Under alternativhypotesen finns ingen enhetsrot och serien är stationär.

ADF-statistikan (t-statistikan) räknas ut som:

$$t_\alpha = \alpha^*/(\text{se}(\alpha^*))$$

Där:

$$\alpha^* = \text{skattning av } \alpha$$

$$\text{se}(\alpha^*) = \text{standaravvikelsen}$$

ADF-statistikan följer inte en vanlig t-distribution och andra kritiska värden att jämföra med har tagits fram. Dataprogrammet Eviews rapporterar de aktuella kritiska värdena. (Eviews User's Guide 4.0, s 333-334)

ADF testet kommer att utföras på det logaritmerade prisindexet ( $P_t$ ) och på dess första differens (avkastningarna  $R_t$ ). Tre olika varianter av modellen kommer att testas; nivå, med drift (intercept) och med drift (intercept) och trend.

## 5 Metod

Studien av svag marknadseffektivitet bygger på fyra index för de fyra marknaderna jag vill undersöka; Brasilien, Ryssland, Indien och Kina. Nedan följer en sammanfattning av respektive marknadsindex:

Land	Index	Datum	Omfattning
Brasilien	IbrX-50	2000-01-03 - 2008-12-31	50 aktier
Ryssland	RTSI	2000-01-03 - 2008-12-31	50 aktier
Indien	IBOMD30	2001-07-25 - 2008-12-31	30 aktier
Kina	HKHCH50	2000-01-03 - 2008-12-31	50 aktier

Brazil Index 50 (**IbrX-50**) är ett kapitalviktat index bestående av de 50 mest likvida aktierna noterade på Sao Paulo Stock Exchange, BOVESPA. (BM&FBOVESPA hemsida)

RTS-index (**RTSI**) är ett kapitalviktat index bestående av de 50 största och mest likvida aktierna noterade på Russian Trading System Stock Exchange, RTS. (RTS hemsida, Finam inv.)

India BSE DOLLEX 30 (**IBOMD30**) är ett kapitalviktat index bestående av 30 aktier noterade på Bombay Stock Exchange, BSE. Aktierna i sin tur representerar stora, finansiellt välskötta och väletablerade företag. (BSE hemsida)

Hang Seng China 50 index (**HKHCH50**) är ett kapitalviktat index och mäter den totala prestationen av de 50 största, mätt i marknadsvärde, företagen i Kina noterade på Hong Kong Stock Exchange eller på övriga fastlandets aktiebörser. (Hang Seng hemsida)

All data till undersökningen har inhämtats från databasen Datastream Advance. Datamaterialet avser dagliga stängningskurser för de fyra indexen och prisindexen har sedan logaritmerats då jag räknar med kontinuerliga avkastningar (log-avkastningar).

Log-avkastningarna ges av:

$$R_t = \ln(P_{t+1}/P_t) = \ln(P_{t+1}) - \ln(P_t)$$

Eftersom datamaterialet sträcker sig över en relativt lång period har jag valt att dela upp undersökningsperioderna i två delar. Anledningen till att jag har delat upp datamaterialet i två tidsperioder är för att inte missa eventuellt mönster som kan finnas i en kortare period men som kan "gömma sig" i en längre period.

För IbrX-50, RTSI och HKHCH50 sträcker sig perioderna från 2000/01/03 till 2004/06/30 och från 2004/07/01 till 2008/12/31. För IBOMD30 sträcker sig perioderna från 2001/07/25 till 2005/04/29 och från 2005/05/02 till 2008/12/31.

Jag har sedan använt mig av de logaritmerade prisserierna och avkastningsserierna för de fyra indexen och utfört mina beräkningar i dataprogrammet Eviews och Excel. Undersökningarna är baserade på ovan genomgången teori och analysmetod.

## 6 Resultat och analys

Period 1 avser datamaterialets första del, det vill säga, för Brasilien, Ryssland och Kina 2000/01/03 – 2004/06/30, och för Indien 2001/07/25 – 2005/04/29 .

Period 2 avser då 2004/07/01 – 2008/12/31 för Brasilien, Ryssland och Kina, och 2005/05/02 – 2008/12/31 för Indien.

### 6.1 Breusch-Godfrey Lagrange Multiplier Test

Breusch-Godfrey LM testet undersöker som sagts tidigare en gemensam hypotes att:

$$H_0: p_1 = p_2 = p_3 = \dots = p_k = 0$$

mot

$$H_1: \text{Minst en av } p_1, p_2, p_3, \dots, p_k \neq 0$$

Om LM-statistikan överskrider det kritiska  $X^2$  värdet till lagg  $k$ , till minst 5 % signifikansnivå, förkastas nollhypotesen. (Andersson, Jorner & Ågren 2007, s. 246)

Jag kommer att undersöka för autokorrelation högst upp till 10:e laggen och resultaten redovisas nedan. Laggen med högst autokorrelation anges nedan i tabellen. Om testet inte indikerar någon signifikant autokorrelation upp till lagg 10 utelämnas raderna.

#### Period 1:

Breusch-Godfrey Lagrange Multiplier Test (Period 1)				
Marknad	Autokorrelation funnen i lagg (k)	Signifikansnivå (minst 5 %)	LM-statistikan	p-värde
Brasilien	1	1 %	7,134061	0,007563
Ryssland	ej funnen upp till 10:e laggen			
Indien	4	0,5 %	24,9353	0,000052
Kina	6	1 %	18,33534	0,005447

De kritiska  $X^2$  värdena till lagg 1, 4 och 6 är:  
0,5 % signifikansnivå: 14,8602 (k=4)  
1 % signifikansnivå: 6,63490 (k=1), 16,8119 (k=6)

Resultatet ovan visar att för period 1 förkastas nollhypotesen att det inte finns någon autokorrelation upp till lagg  $k$ , för Brasilien, Indien och Kina till minst 1 % signifikansnivå. De låga p-värdena stödjer beslutet att förkasta nollhypotesen. För Ryssland indikerade testet ingen autokorrelation upp till lagg 10 och nollhypotesen att ingen autokorrelation finns, upp till lagg 10, kan således inte förkastas.

Således är minst en av  $p_1 = p_2 = p_3 = \dots = p_k \neq 0$  för alla marknader förutom Ryssland. Resultatet talar emot random walk hypotesen för de tre marknader där autokorrelation hittades.

## Period 2:

Breusch-Godfrey Lagrange Multiplier Test (Period 2)				
Marknad	Autokorrelation funnen i lagg (k)	Signifikansnivå (minst 5 %)	LM-statistikan	p-värde
Brasilien	3	2,5 %	10,13754	0,017432
Ryssland	1	0,5 %	21,36363	0,000004
Indien	1	1 %	6,821799	0,009005
Kina	ej funnen upp till 10:e lagg			

De kritiska  $X^2$  värdena för lagg 3, 1 och 1 är:  
 2,5 % signifikansnivå: 9,34840 (k=3)  
 1 % signifikansnivå: 6,63490 (k=1)  
 0,5 % signifikansnivå: 7,87944 (k=1)

Från resultatet ovan för period 2 utläses att nollhypotesen att ingen autokorrelation finns förkastas till en 2,5 % signifikansnivå för Brasilien, 0,5 % signifikansnivå för Ryssland, och till en 1 % signifikansnivå för Indien. P-värdet för Ryssland är väldigt lågt och p-värdena för Brasilien och Indien är relativt låga, lägre än signifikansnivån, vilket stödjer beslutet att förkasta nollhypotesen. För Kina detekterades ingen signifikant autokorrelation upp till lagg 10 och nollhypotesen att ingen autokorrelation finns, upp till lagg 10, kan således inte förkastas. Således är minst en av  $p_1 = p_2 = p_3 = \dots = p_k \neq 0$  för alla marknader förutom Kina.

Ryssland som inte visade någon signifikant autokorrelation upp till lagg 10 i period 1 visar nu autokorrelation. Kina visar i period 2 ingen autokorrelation upp till lagg 10. För period 1 (exkl. Ryssland) och för period 2 (exkl. Kina) visar alltså marknaderna ett visst samband av avkastningarna genom tiden.

## 6.2 Autokorrelationskoefficienten

Från Breusch-Godfrey testet visade det sig finnas autokorrelation upp till en viss lagg för marknaderna. Med autokorrelationskoefficienten undersöks hur pass signifikant denna autokorrelation är. Med andra ord, hur mycket av nästa periods variation i avkastningarna kan förklaras av denna period.

Problemet med att ta med för många laggar är att man förlorar lika många observationer, dock används max 10 laggar för autokorrelationstesten. Eftersom observationerna sträcker sig mellan ca 900-1180 stycken så borde det inte vara några problem. Nedan sammanfattas autokorrelationskoefficienterna ( $p_k$ ) och deras förklaringsgrad  $R^2$  i tabellen. Förklaringsgraden får man genom att kvadrera autokorrelationskoefficienten. (De Ridder 2002, s. 136-137)

Notera att koefficienten är från laggen där högst autokorrelation hittades från Breusch-Godfrey testet. Med autokorrelationskoefficienten vill jag försöka få en uppfattning om hur pass signifikant denna autokorrelation verkligen är. För period 1 hittades ingen autokorrelation för Ryssland, och för period 2 för Kina.

<b>Autokorrelationskoefficienten</b>				
<b>Marknad</b>	<b>Period 1</b>		<b>Period 2</b>	
	<b>p-koefficienten</b>	<b>R<sup>2</sup> (%)</b>	<b>p-koefficienten</b>	<b>R<sup>2</sup> (%)</b>
<b>Brasilien</b>	<b>0,078195 (1)</b>	<b>0,61 %</b>	<b>-0,073547 (3)</b>	<b>0,54 %</b>
<b>Ryssland</b>	*	*	<b>0,135001 (1)</b>	<b>1,82 %</b>
<b>Indien</b>	<b>0,130819 (4)</b>	<b>1,71 %</b>	<b>0,084597 (1)</b>	<b>0,72 %</b>
<b>Kina</b>	<b>-0,081765 (6)</b>	<b>0,67 %</b>	*	*

Inom parantes ges antalet laggar.

\*autokorrelation hittades inte vid Breusch-Godfrey testet

Autokorrelationskoefficienten ovan visar att autokorrelationen är minimal, men skild från noll. Endast en väldigt liten del av nästa periods variation i avkastningen förklaras av denna period, dock är den inte noll, så autokorrelation finns. Det finns alltså ett svagt samband mellan avkastningarna över tiden.

De enda två marknaderna som således inte uppvisar autokorrelation är Ryssland period 1 och Kina period 2. Högst autokorrelation har Ryssland period två och Indien period 1, med 0,135001 respektive 0,130819.

## 6.3 Augmented Dickey-Fuller (ADF) Test

Här testas:

$H_0$ : Enhetsrot finns

$H_1$ : Enhetsrot finns ej och serien är stationär

Om ADF-statistikan är mer negativ än de kritiska värdena förkastas nollhypotesen. Lagg-längden är automatiskt utvald av Eviews.

### Period 1:

Augmented Dickey-Fuller ADF (Period 1)						
Marknad	LOG(Prisindex)			ΔLOG(Prisindex)		
	ADF-statistika	p-värde	lagg-längd	ADF-statistika	p-värde	lagg-längd
<b>Brasilien</b>						
<i>nivå</i>	0,805432	0,8861	1	-31,67897	0,0000	0
<i>intercept</i>	-0,650872	0,8565	1	-31,68537	0,0000	0
<i>intercept och trend</i>	-1,799597	0,7046	1	-31,71095	0,0000	0
<b>Ryssland</b>						
<i>nivå</i>	1,476336	0,9658	0	-32,97704	0,0000	0
<i>intercept</i>	-0,681065	0,8493	0	-3302708	0,0000	0
<i>intercept och trend</i>	-2,433478	0,3618	0	-33,01433	0,0000	0
<b>Indien</b>						
<i>nivå</i>	1,634108	0,9755	0	-13,22745	0,0000	3
<i>intercept</i>	-0,059542	0,9517	0	-13,29793	0,0000	3
<i>intercept och trend</i>	-2,039528	0,5783	0	-29,43629	0,0000	0
<b>Kina</b>						
<i>nivå</i>	0,306674	0,7743	0	-32,14667	0,0000	0
<i>intercept</i>	-1,231422	0,6627	0	-32,13486	0,0000	0
<i>intercept och trend</i>	-1,159417	0,917	0	-32,12919	0,0000	0

De kritiska värdena är:

Nivå: -2,566933, -1,941093 och -1,616519 till 1, 5 och 10 % signifikansnivå

Intercept: -3,435701 -2,863791 och -2,568019 till 1, 5 och 10 % signifikansnivå

Intercept och trend: -3,965876, -3,413641 och -3,128879 till 1, 5 och 10 % signifikansnivå

## Period 2:

Augmented Dickey-Fuller ADF (Period 2)						
Marknad	LOG(Prisindex)			ΔLOG(Prisindex)		
	ADF-statistika	p-värde	lagg-längd	ADF-statistika	p-värde	lagg-längd
<b>Brasilien</b>						
<i>nivå</i>	0,959848	0,911	0	-33,74000	0,0000	0
<i>intercept</i>	-1,935401	0,3161	0	-33,75654	0,0000	0
<i>intercept och trend</i>	-0,688229	0,9729	0	-33,83679	0,0000	0
<b>Ryssland</b>						
<i>nivå</i>	0,010897	0,686	14	-7,757295	0,0000	13
<i>intercept</i>	-1,193665	0,6792	14	-7,754408	0,0000	13
<i>intercept och trend</i>	1,122321	0,9999	14	-8,222948	0,0000	13
<b>Indien</b>						
<i>nivå</i>	0,474364	0,8172	0	-28,39947	0,0000	0
<i>intercept</i>	-1,801137	0,3802	0	-28,39291	0,0000	0
<i>intercept och trend</i>	-0,099195	0,9949	0	-28,57791	0,0000	0
<b>Kina</b>						
<i>nivå</i>	0,815681	0,8879	0	-34,15877	0,0000	0
<i>intercept</i>	-1,264206	0,648	0	-34,16679	0,0000	0
<i>intercept och trend</i>	0,05536	0,9969	0	-34,22091	0,0000	0

De kritiska värdena är:

Nivå: -2,566933, -1,941093 och -1,616519 till 1, 5 och 10 % signifikansnivå

Intercept: -3,435701 -2,863791 och -2,568019 till 1, 5 och 10 % signifikansnivå

Intercept och trend: -3,965876, -3,413641 och -3,128879 till 1, 5 och 10 % signifikansnivå

Från ovan tabeller kan man utläsa att nollhypotesen, att det finns en enhetsrot, inte kan förkastas för de logaritmerade prisserierna, då ADF-statistikorna är högre än de kritiska värdena. Det finns alltså en enhetsrot i serierna. De höga p-värdena stödjer beslutet att inte förkasta nollhypotesen.

Nollhypotesen att prisseriernas första differens (avkastningarna) är icke-stationära kan däremot förkastas då dess ADF-statistikor är mer negativa än de kritiska värdena. Att samtliga p-värden dessutom är 0,000 indikerar att beslutet att förkasta nollhypotesen är rätt beslut. Resultatet ovan visar alltså att det finns en enhetsrot i prisserierna för båda perioderna och prisrörelserna följer därmed en random walk, och detta stödjer svag effektivitet på marknaderna.



## 7 Slutsats

I denna uppsats undersöks om de fyra stora tillväxtmarknaderna; Brasilien, Ryssland, Indien och Kina, skulle kunna anses vara svagt effektiva under perioden 2000-2009. Random walk modellen användes som underliggande modell för att testa om marknaderna uppfyller denna effektivitet. För att fastställa om prISRörelserna följer en random walk användes Augmented Dickey-Fuller testet för enhetsrot, Breusch-Godfrey Lagrange Multiplier testet för autokorrelation och tillhörande autokorrelationskoefficient med förklaringsgrad. Tidsperioden på ca 9 år delades upp i två lika stora tidsperioder per marknad.

Resultatet från testerna visade att samtliga indexserier innehöll en enhetsrot, vilket stödjer svag marknadseffektivitet. Ryssland uppvisade ingen autokorrelation i period 1 och Kina ingen i period 2 (upp till lagg 10) och därmed kan ineffektiviteten för Ryssland och Kina vid nämnda perioder avfärdas på basis av testresultaten, och de anses vara svagt effektiva.

Däremot uppvisar samtliga andra avkastningsserier autokorrelation vid båda tidsperioderna, därmed kan inte ineffektiviteten förkastas på basis av att de uppvisar autokorrelation. Autokorrelationen indikerar att det finns ett svagt samband mellan avkastningarna över tiden. Dock behöver inte den funna autokorrelationen nödvändigtvis betyda att prISRörelserna inte följer en random walk och är ineffektiva. Som nämnts tidigare, enligt Fama (1995) behöver inte autokorrelation betyda avvikelse från random walk och EMH om beroendet är så litet att det blir oviktigt i ekonomisk relevans, det vill säga inte tillräckligt för att öka den förväntade vinsten. I detta fall är förklaringsgraden liten för samtliga marknader vilket kan innebära att det rent ekonomiskt är irrelevant. Ett slutligt svar kan således inte ges vad gäller svag effektivitet för samtliga marknader och perioder, med undantag från Ryssland (period 1) och Kina (period 2).

Vissa nuvarande och föregående omständigheter kan ha påverkat effektiviteten. En studie av Brooks, Kim och Lim (2008) av den finansiella krisen 1997 och dess påverkan på marknadseffektiviteten hos åtta asiatiska marknader visade att de flesta marknaders effektivitet påverkades signifikant (Hong Kong tog den hårdaste smällen). De återhämtade sig dock, i termer av effektivitet, tiden efter krisen var över. Således kan IT-kraschen runt år 2000 och den nyliga finansiella krisen bland annat ha påverkat marknadseffektiviteten.

Förslag till en mer utvidgad undersökning skulle bland annat vara att använda ett flertal index per marknad, och använda ett brett urval av analysmetoder.

## 8 Referenslista

### Artiklar

Alimov, Azizjon A., Chakraborty, Debasish; Cox, Raymond A K., Jain Adishwar K. (2004), "The random walk hypothesis on the Bombay stock exchange", *Finance India*, Vol. 18, No. 3, s. 1251-1258.

Araujo, Lima Eduardo Jose & Tabak, Benjamin Miranda (2004), "Tests of the random walk hypothesis for equity markets: evidence from China, Hong Kong and Singapore", *Applied Economic Letters*, Vol. 11, No. 4, s. 255-258.

Bhuyan, Rafiqul; Mobarek, Asma & Mollah, Sabur A. (2008), "Market Efficiency in Emerging Stock Market: Evidence from Bangladesh", *Journal of Emerging Market Finance*, Vol. 7, No. 1, s. 17-41, Sage

Brooks, Robert D., Kim, Jae H. & Lim, Kian-Ping (2008), "Financial crisis and stock market efficiency: Empirical evidence from Asian countries", *International review of financial analysis*, Vol. 17, No. 3, s. 571.

Cooray, Arusha & Wickremasinghe, Guneratne (2008), "The Efficiency of Emerging Stock Markets: Empirical Evidence from the South Asian Region", *The Journal of Developing Areas*, Vol. 41, No. 1, s. 171-183.

Fama, Eugene (1970), "Efficient capital markets: A review of theory and empirical work", *Journal of Finance*, Vol. 25, No. 2, s. 383-417, American Finance Association

Fama, Eugene F. (1995), "Random walks in stock market prices", *Financial Analysts Journal*, Vol. 51, No. 1, s. 75-81.

Gilmore, Claire G. & McManus, Ginette M. (2003), "Random-walk and efficiency tests of central European equity markets", *Managerial Finance*, Vol. 29, No. 4, s. 42-61.

Hall, Stephen; Urga, Giovanni & Zalewska-Mitura, Anna (1998), "Testing for evolving stock market efficiency. With application to Russian stock prices", *Center for Economic Forecasting, London Business School*, Discussion Paper No. DP 12-98.

Kvint, Vladimir (2008-01-29), "Define Emerging Markets Now", *Forbes.com*,  
[http://www.forbes.com/2008/01/28/kvint-developing-countries-oped-cx\\_kv\\_0129kvint.html](http://www.forbes.com/2008/01/28/kvint-developing-countries-oped-cx_kv_0129kvint.html)  
(Hämtades senast 2009-08-20)

Li, Chuan, "What are emerging markets?" *University of Iowa Center for International Finance and Development*,  
[http://www.uiowa.edu/ifdebook/faq/faq\\_docs/emerging\\_markets.shtml](http://www.uiowa.edu/ifdebook/faq/faq_docs/emerging_markets.shtml)  
(Hämtades senast 2009-08-20)

Malkiel, Burton G. (2003), "The efficient market hypothesis and its critics", *Princeton University, CEPS working paper* No. 91.

Ojah, Kalu & Karemera, David (1999), "Random walks and market efficiency tests of Latin American emerging equity markets: A revisit", *The Financial Review*, Vol. 34, No. 2, s. 57-72.

O'Leary, Noreen (2008), "The Rise of BRIC" *Adweek*, Vol. 49, No. 4, s. 32-37,65.

Ozdemir, Zeynel A. (2008), "Efficient market hypothesis: evidence from a small open-economy", *Applied Economics*, Vol. 40, No. 5, s. 633-641, Routledge

Purushothaman, Roopa & Wilson, Dominic (2003-10-01), "Dreaming with BRICs: The Path to 2050", *Goldman Sachs, Global Economics Paper* No: 99  
<http://www2.goldmansachs.com/ideas/brics/book/99-dreaming.pdf>

Schäring, Hampus (2009-03-23), "BRIC – tillväxtländer att räkna med?", *Unga aktiesparare*,  
<http://www.aktiespararna.se/ungaaktiesparare/Nyheter-och-artiklar/?p=1&sort=latest>  
<http://www.aktiespararna.se/ungaaktiesparare/Nyheter-och-artiklar/BRIC---tillvaxtlander-att-rakna-med/>  
(Hämtades senast 2009-08-20)

Sohel, Azad A.S.M. (2009), "Efficiency, Cointegration and Contagion in Equity Markets: Evidence from China, Japan and South Korea", *Asian Economic Journal*, Vol. 23, No. 1, s. 93-118, Blackwell publishing

Urrutia, Jorge L. (1995) "Test of random walk and market efficiency for Latin American emerging equity markets", *The Journal of Financial Research*, Vol. 18, No. 3, s. 299-310.

Worthington, Andrew C. & Higgs, Helen (2003), "Weak-form market efficiency in European emerging and developed markets", *School of Economics and Finance, Queensland University of Technology, Brisbane, Australia*.

#### Böcker:

Andersson, Göran; Jorner, Ulf & Ågren, Anders (2007), "*Regressions- och tidsserieanalys*", 3:e upplagan, Studentlitteratur.

Brown, Stephen J., Elton, Edwin J., Goetzmann, William N. & Gruber, Martin J. (2007), "*Modern portfolio theory and investment analysis*", 7:e upplagan, John Wiley & Sons, Inc.

De Ridder, Adri (2002), "*Effektiv kapitalförvaltning*", Norstedts Juridik AB, Stockholm, Specialutgåva av Skandia Liv.

Enders, Walter (2004), "*Applied econometric time series*", 2:a upplagan, John Wiley & Sons, Inc.

SNS - Studieförbundet Näringsliv och Samhälle, Finanstidningen och Författarna (Germain, Laurent), "*Modern finansiell ekonomi*" (2000), SNS förlag Stockholm, Finanstidningen och samling av författare, 1:a upplagan.

*Originalalets titel: Financial Times Mastering Finance ©Pearson Professional Limited 1997*

Greene, William H. (2003), "*Econometric Analysis*", 5:e upplagan, Prentice Hall

Gujarati, Damodar N. (2006), “*Essentials of econometrics*”, 3:e upplagan, McGraw-Hill international edition.

Pindyck, Robert S. & Rubinfeld, Daniel L. (1991), ”*Econometric Models & Economic Forecasts*”, 3:e upplagan, McGraw-Hill, Inc.

Elektroniska källor:

BM&FBOVESPA hemsida:

<http://www.bovespa.com.br/indexi.asp>

BSE hemsida:

<http://www.bseindia.com/>

Hang Seng hemsida

<http://www.hsi.com.hk/HSI-Net/>

Finam investment company – Russian Full Service Investment Company, “About Russian Stock Market”

<http://www.fin-rus.com/quotes/stockmarket/default.asp>

RTS hemsida:

<http://www.rts.ru/en/>

Manualer & Guider

Eviews User’s Guide 4.0 *Quantitative Micro Software*

# Bilaga 1 Breusch-Godfrey LM Test

## Brasilien:

### Period 1

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	7.159336	Probability	0.007561
Obs*R-squared	7.134061	Probability	0.007563

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 05/27/09 Time: 14:40

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.003520	0.016980	0.207314	0.8358
LOG_PRIS(-1)	-0.000474	0.002288	-0.207370	0.8358
RESID(-1)	0.078195	0.029224	2.675694	0.0076
R-squared	0.006077	Mean dependent var		-5.91E-16
Adjusted R-squared	0.004379	S.D. dependent var		0.016710
S.E. of regression	0.016674	Akaike info criterion		-5.347408
Sum squared resid	0.325555	Schwarz criterion		-5.334457
Log likelihood	3141.929	F-statistic		3.579668
Durbin-Watson stat	1.989431	Prob(F-statistic)		0.028191

### Period 2

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	3.394084	Probability	0.017393
Obs*R-squared	10.13754	Probability	0.017432

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 05/27/09 Time: 14:54

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.002842	0.013511	-0.210328	0.8334
LOG_PRIS(-1)	0.000329	0.001565	0.210483	0.8333
RESID(-1)	0.010279	0.029202	0.351999	0.7249
RESID(-2)	-0.054529	0.029155	-1.870291	0.0617
RESID(-3)	-0.073547	0.029203	-2.518447	0.0119
R-squared	0.008628	Mean dependent var		1.50E-15
Adjusted R-squared	0.005238	S.D. dependent var		0.020625
S.E. of regression	0.020571	Akaike info criterion		-4.925622
Sum squared resid	0.495104	Schwarz criterion		-4.904052
Log likelihood	2898.803	F-statistic		2.545563
Durbin-Watson stat	2.002337	Prob(F-statistic)		0.038025

## Ryssland:

### Period 1 (ingen signifikant autokorrelation)

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.995525	Probability	0.445163
Obs*R-squared	9.972637	Probability	0.442897

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 05/28/09 Time: 20:00

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000925	0.008454	0.109475	0.9128
LOG_PRIS(-1)	-0.000162	0.001474	-0.109805	0.9126
RESID(-1)	0.035780	0.029371	1.218217	0.2234
RESID(-2)	0.001874	0.029362	0.063818	0.9491
RESID(-3)	-0.035901	0.029370	-1.222393	0.2218
RESID(-4)	0.038753	0.029384	1.318828	0.1875
RESID(-5)	0.000754	0.029406	0.025638	0.9796
RESID(-6)	-0.008255	0.029406	-0.280707	0.7790
RESID(-7)	-0.025576	0.029391	-0.870175	0.3844
RESID(-8)	-0.017078	0.029386	-0.581158	0.5612
RESID(-9)	0.049263	0.029407	1.675185	0.0942
RESID(-10)	0.028338	0.029436	0.962684	0.3359
R-squared	0.008502	Mean dependent var	-8.01E-16	
Adjusted R-squared	-0.000892	S.D. dependent var	0.022912	
S.E. of regression	0.022922	Akaike info criterion	-4.703225	
Sum squared resid	0.610033	Schwarz criterion	-4.651385	
Log likelihood	2770.441	F-statistic	0.905023	
Durbin-Watson stat	1.997894	Prob(F-statistic)	0.534785	

### Period 2

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	21.70369	Probability	0.000004
Obs*R-squared	21.36363	Probability	0.000004

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 05/27/09 Time: 14:57

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.002297	0.010128	0.226833	0.8206
LOG_PRIS(-1)	-0.000322	0.001416	-0.227372	0.8202
RESID(-1)	0.135001	0.028978	4.658722	0.0000
R-squared	0.018182	Mean dependent var	1.14E-15	
Adjusted R-squared	0.016506	S.D. dependent var	0.023841	
S.E. of regression	0.023643	Akaike info criterion	-4.648947	
Sum squared resid	0.655140	Schwarz criterion	-4.636004	
Log likelihood	2734.256	F-statistic	10.85185	
Durbin-Watson stat	1.997257	Prob(F-statistic)	0.000021	



## Indien:

### Period 1

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	6.357033	Probability	0.000047
Obs*R-squared	24.93531	Probability	0.000052

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 05/27/09 Time: 15:22

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.002464	0.009068	0.271764	0.7859
LOG_PRIS(-1)	-0.000374	0.001375	-0.272352	0.7854
RESID(-1)	0.061643	0.031752	1.941365	0.0525
RESID(-2)	-0.044467	0.031833	-1.396866	0.1628
RESID(-3)	0.039255	0.031827	1.233353	0.2177
RESID(-4)	0.130819	0.031808	4.112693	0.0000
R-squared	0.025367	Mean dependent var		-1.44E-15
Adjusted R-squared	0.020379	S.D. dependent var		0.013775
S.E. of regression	0.013633	Akaike info criterion		-5.746490
Sum squared resid	0.181597	Schwarz criterion		-5.716639
Log likelihood	2830.400	F-statistic		5.085626
Durbin-Watson stat	1.987335	Prob(F-statistic)		0.000131

### Period 2

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	6.849209	Probability	0.009008
Obs*R-squared	6.821799	Probability	0.009005

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 05/27/09 Time: 15:05

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.002593	0.015626	0.165930	0.8682
LOG_PRIS(-1)	-0.000335	0.002016	-0.165970	0.8682
RESID(-1)	0.084597	0.032325	2.617099	0.0090
R-squared	0.007121	Mean dependent var		3.23E-16
Adjusted R-squared	0.005042	S.D. dependent var		0.020802
S.E. of regression	0.020749	Akaike info criterion		-4.909474
Sum squared resid	0.411163	Schwarz criterion		-4.894239
Log likelihood	2354.638	F-statistic		3.424604
Durbin-Watson stat	1.997571	Prob(F-statistic)		0.032963

## Kina:

### Period 1:

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	3.083242	Probability	0.005338
Obs*R-squared	18.33534	Probability	0.005447

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 05/27/09 Time: 14:44

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.001947	0.017795	-0.109404	0.9129
LOG_PRIS(-1)	0.000255	0.002335	0.109239	0.9130
RESID(-1)	0.065071	0.029291	2.221566	0.0265
RESID(-2)	-0.026299	0.029325	-0.896827	0.3700
RESID(-3)	0.004075	0.029320	0.138989	0.8895
RESID(-4)	0.041715	0.029321	1.422678	0.1551
RESID(-5)	-0.040733	0.029332	-1.388711	0.1652
RESID(-6)	-0.081765	0.029360	-2.784910	0.0054
R-squared	0.015631	Mean dependent var		3.67E-15
Adjusted R-squared	0.009716	S.D. dependent var		0.013859
S.E. of regression	0.013791	Akaike info criterion		-5.722777
Sum squared resid	0.221579	Schwarz criterion		-5.688217
Log likelihood	3364.408	F-statistic		2.642779
Durbin-Watson stat	1.992109	Prob(F-statistic)		0.010316

### Period 2 (ingen signifikant autokorrelation)

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.390546	Probability	0.178984
Obs*R-squared	13.88295	Probability	0.178398

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 05/28/09 Time: 20:18

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-3.80E-05	0.010112	-0.003758	0.9970
LOG_PRIS(-1)	4.65E-06	0.001212	0.003842	0.9969
RESID(-1)	0.003455	0.029313	0.117849	0.9062
RESID(-2)	0.001824	0.029313	0.062210	0.9504
RESID(-3)	-0.024892	0.029296	-0.849653	0.3957
RESID(-4)	0.038316	0.029269	1.309091	0.1908
RESID(-5)	-0.032101	0.029265	-1.096922	0.2729
RESID(-6)	-0.040674	0.029263	-1.389941	0.1648
RESID(-7)	0.051884	0.029272	1.772483	0.0766
RESID(-8)	0.037503	0.029378	1.276571	0.2020
RESID(-9)	0.015602	0.029440	0.529972	0.5962
RESID(-10)	-0.047724	0.029449	-1.620565	0.1054
R-squared	0.011815	Mean dependent var		-4.15E-16
Adjusted R-squared	0.002469	S.D. dependent var		0.018850
S.E. of regression	0.018826	Akaike info criterion		-5.096952
Sum squared resid	0.412206	Schwarz criterion		-5.045183
Log likelihood	3006.459	F-statistic		1.264133
Durbin-Watson stat	2.002342	Prob(F-statistic)		0.239910

# Bilaga 2 Augmented Dickey-Fuller Test

(sammanfattning av modeller med intercept och trend)

## Brasilien:

### Period 1:

#### log(Prisindex) med intercept och trend

Dependent variable: D(LOG\_PRIS)

Null Hypothesis: LOG\_PRIS has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=22)

			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-1.799597	0.7046
LOG_PRIS(-1)	-0.005327	0.002960	-1.799597	0.0722
D(LOG_PRIS(-1))	0.078524	0.029161	2.692784	0.0072
C	0.037686	0.021284	1.770662	0.0769
@TREND(12/31/1999)	3.80E-06	1.86E-06	2.037782	0.0418
R <sup>2</sup>	0.009791	Adj. R <sup>2</sup>		0.007250

#### Δlog(Prisindex) med intercept och trend

Dependent variable: D(LOG\_PRIS,2)

Null Hypothesis: D(LOG\_PRIS) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=22)

			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-31.71095	0.0000
D(LOG_PRIS(-1))	-0.924281	0.029147	-31.71095	0.0000
C	-0.000576	0.000976	-0.590068	0.5553
@TREND(12/31/1999)	1.66E-06	1.44E-06	1.155952	0.2479
R <sup>2</sup>	0.462214	Adj. R <sup>2</sup>		0.461295

### Period 2:

#### log(Prisindex) med intercept och trend

Dependent variable: D(LOG\_PRIS)

Null Hypothesis: LOG\_PRIS has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=22)

			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-0.688229	0.9729
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG_PRIS(-1)	-0.002283	0.003317	-0.688229	0.4914
C	0.020876	0.026674	0.782643	0.4340
@TREND(7/01/2004)	-9.57E-07	3.76E-06	-0.254112	0.7995
R <sup>2</sup>	0.003238	Adj. R <sup>2</sup>		0.001537

#### Δlog(Prisindex) med intercept och trend

Dependent variable: D(LOG\_PRIS,2)

Null Hypothesis: D(LOG\_PRIS) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=22)

			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-33.83679	0.0000
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOG_PRIS(-1))	-0.988744	0.029221	-33.83679	0.0000
C	0.002511	0.001210	2.074664	0.0382
@TREND(7/01/2004)	-3.21E-06	1.78E-06	-1.800948	0.0720
R <sup>2</sup>	0.494371	Adj. R <sup>2</sup>		0.493508

## Ryssland:

### Period 1:

#### log(Prisindex) med intercept och trend

Dependent variable: D(LOG\_PRIS)

Null Hypothesis: LOG\_PRIS has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=22)

			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-2.433478	0.3618
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG_PRIS(-1)	-0.009628	0.003956	-2.433478	0.0151
C	0.048667	0.019730	2.466679	0.0138
@TREND(1/03/2000)	1.26E-05	5.37E-06	2.346812	0.0191
R <sup>2</sup>	0.005079	Adj. R <sup>2</sup>		0.003379

#### $\Delta$ log(Prisindex) med intercept och trend

Dependent variable: D(LOG\_PRIS,2)

Null Hypothesis: D(LOG\_PRIS) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=22)

			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-33.01433	0.0000
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOG_PRIS(-1))	-0.965006	0.029230	-33.01433	0.0000
C	0.000741	0.001342	0.552086	0.5810
@TREND(1/03/2000)	4.28E-07	1.98E-06	0.216322	0.8288
R <sup>2</sup>	0.482502	Adj. R <sup>2</sup>		0.481617

### Period 2:

#### log(Prisindex) med intercept och trend

Dependent variable: D(LOG\_PRIS)

Null Hypothesis: LOG\_PRIS has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 14 (Automatic based on SIC, MAXLAG=22)

			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			1.122321	0.9999
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG_PRIS(-1)	0.002278	0.002030	1.122321	0.2620
D(LOG_PRIS(-1))	0.141580	0.029358	4.822472	0.0000
D(LOG_PRIS(-2))	-0.043998	0.029632	-1.484800	0.1379
D(LOG_PRIS(-3))	0.004763	0.029651	0.160642	0.8724
D(LOG_PRIS(-4))	-0.042324	0.029549	-1.432348	0.1523
D(LOG_PRIS(-5))	0.091362	0.029480	3.099149	0.0020
D(LOG_PRIS(-6))	-0.073784	0.029601	-2.492614	0.0128
D(LOG_PRIS(-7))	0.102330	0.029378	3.483264	0.0005
D(LOG_PRIS(-8))	-0.133796	0.029475	-4.539234	0.0000
D(LOG_PRIS(-9))	-0.003658	0.029656	-0.123362	0.9018
D(LOG_PRIS(-10))	-0.069170	0.029574	-2.338877	0.0195
D(LOG_PRIS(-11))	-0.080289	0.029630	-2.709716	0.0068
D(LOG_PRIS(-12))	0.025030	0.029771	0.840737	0.4007
D(LOG_PRIS(-13))	0.026862	0.029747	0.903026	0.3667
D(LOG_PRIS(-14))	0.162537	0.029567	5.497307	0.0000
C	-0.011368	0.013239	-0.858664	0.3907
@TREND(7/01/2004)	-8.13E-06	3.07E-06	-2.646354	0.0082
R <sup>2</sup>	0.112258	Adj. R <sup>2</sup>		0.099842

## $\Delta\log(\text{Prisindex})$ med intercept och trend

Dependent variable: D(LOG\_PRIS,2)

Null Hypothesis: D(LOG\_PRIS) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 13 (Automatic based on SIC, MAXLAG=22)

			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-8.222948	0.0000
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOG_PRIS(-1))	-0.841794	0.102371	-8.222948	0.0000
D(LOG_PRIS(-1),2)	-0.012605	0.098075	-0.128520	0.8978
D(LOG_PRIS(-2),2)	-0.052548	0.093189	-0.563886	0.5729
D(LOG_PRIS(-3),2)	-0.043687	0.087725	-0.497995	0.6186
D(LOG_PRIS(-4),2)	-0.082142	0.082695	-0.993312	0.3208
D(LOG_PRIS(-5),2)	0.012794	0.078089	0.163845	0.8699
D(LOG_PRIS(-6),2)	-0.057485	0.073143	-0.785918	0.4321
D(LOG_PRIS(-7),2)	0.047717	0.069309	0.688467	0.4913
D(LOG_PRIS(-8),2)	-0.082676	0.063992	-1.291970	0.1966
D(LOG_PRIS(-9),2)	-0.082954	0.059205	-1.401136	0.1614
D(LOG_PRIS(-10),2)	-0.148547	0.052672	-2.820199	0.0049
D(LOG_PRIS(-11),2)	-0.225547	0.046039	-4.898991	0.0000
D(LOG_PRIS(-12),2)	-0.196926	0.038300	-5.141692	0.0000
D(LOG_PRIS(-13),2)	-0.166719	0.029334	-5.683467	0.0000
C	0.003405	0.001415	2.406290	0.0163
@TREND(7/01/2004)	-5.60E-06	2.09E-06	-2.678482	0.0075
R <sup>2</sup>	0.486625	Adj. R <sup>2</sup>		0.479899

## Indien:

### Period 1:

## $\log(\text{Prisindex})$ med intercept och trend

Dependent variable: D(LOG\_PRIS)

Null Hypothesis: LOG\_PRIS has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=21)

			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-2.039528	0.5783
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG_PRIS(-1)	-0.006242	0.003061	-2.039528	0.0417
C	0.038044	0.018681	2.036543	0.0420
@TREND(7/25/2001)	7.72E-06	3.42E-06	2.255385	0.0243
R <sup>2</sup>	0.005167	Adj. R <sup>2</sup>		0.003137

## $\Delta\log(\text{Prisindex})$ med intercept och trend

Dependent variable: D(LOG\_PRIS,2)

Null Hypothesis: D(LOG\_PRIS) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=21)

			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-29.43629	0.0000
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOG_PRIS(-1))	-0.938662	0.031888	-29.43629	0.0000
C	4.24E-05	0.000880	0.048199	0.9616
@TREND(7/25/2001)	1.32E-06	1.55E-06	0.850128	0.3955
R <sup>2</sup>	0.469519	Adj. R <sup>2</sup>		0.468436

## Period 2:

### log(Prisindex) med intercept och trend

Dependent variable: D(LOG\_PRIS)

Null Hypothesis: LOG\_PRIS has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=21)

			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-0.099195	0.9949
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG_PRIS(-1)	-0.000260	0.002620	-0.099195	0.9210
C	0.005435	0.019364	0.280678	0.7790
@TREND(5/02/2005)	-6.36E-06	3.16E-06	-2.016185	0.0441
R <sup>2</sup>	0.007606	Adj. R <sup>2</sup>		0.005528

### Δlog(Prisindex) med intercept och trend

Dependent variable: D(LOG\_PRIS,2)

Null Hypothesis: D(LOG\_PRIS) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=21)

			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-28.57791	0.0000
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOG_PRIS(-1))	-0.923186	0.032304	-28.57791	0.0000
C	0.003247	0.001348	2.408382	0.0162
@TREND(5/02/2005)	-6.05E-06	2.44E-06	-2.485019	0.0131
R <sup>2</sup>	0.461230	Adj. R <sup>2</sup>		0.460101

## Kina:

## Period 1:

### log(Prisindex) med intercept och trend

Dependent variable: D(LOG\_PRIS)

Null Hypothesis: LOG\_PRIS has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=22)

			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-1.159417	0.9170
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG_PRIS(-1)	-0.002738	0.002361	-1.159417	0.2465
C	0.020850	0.018162	1.148016	0.2512
@TREND(1/03/2000)	2.42E-07	1.22E-06	0.197903	0.8432
R <sup>2</sup>	0.001327	Adj. R <sup>2</sup>		-0.000380

### Δlog(Prisindex) med intercept och trend

Dependent variable: D(LOG\_PRIS,2)

Null Hypothesis: D(LOG\_PRIS) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=22)

			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-32.12919	0.0000
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOG_PRIS(-1))	-0.936293	0.029142	-32.12919	0.0000
C	-0.000270	0.000810	-0.333152	0.7391
@TREND(1/03/2000)	6.36E-07	1.19E-06	0.532780	0.5943
R <sup>2</sup>	0.468950	Adj. R <sup>2</sup>		0.468042

## Period 2:

log(Prisindex) med intercept och trend

Dependent variable: D(LOG\_PRIS)

Null Hypothesis: LOG\_PRIS has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=22)

			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			0.055360	0.9969
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG_PRIS(-1)	0.000123	0.002219	0.055360	0.9559
C	0.001015	0.017049	0.059539	0.9525
@TREND(7/01/2004)	-2.64E-06	2.99E-06	-0.882082	0.3779
R <sup>2</sup>	0.002023	Adj. R <sup>2</sup>		0.000320

$\Delta$ log(Prisindex) med intercept och trend

Dependent variable: D(LOG\_PRIS,2)

Null Hypothesis: D(LOG\_PRIS) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=22)

			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-34.22091	0.0000
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOG_PRIS(-1))	-1.000030	0.029223	-34.22091	0.0000
C	0.001954	0.001105	1.768474	0.0772
@TREND(7/01/2004)	-2.49E-06	1.63E-06	-1.533979	0.1253
R <sup>2</sup>	0.500015	Adj. R <sup>2</sup>		0.499161