

# Udviklingen i de danske aktiekurser 1914-1990

Allan Timmermann

Birkbeck College, University of London

*SUMMARY: The paper investigates the long run behaviour of the Danish stock price index. We analyse an index for real Danish stock prices which covers the period 1914-1990. Econometric tests show that the null hypothesis that Danish stock prices contain a unit root cannot be rejected. However, variance ratio analysis of the data indicates the existence of a substantial stationary, or mean-reverting, component in the Danish stock prices.*

---

## 1. Indledning

Denne artikel analyserer langtidsudviklingen i de danske aktiekurser over perioden 1914-1990. Gennem anvendelse af økonometriske tests undersøger artiklen, om de danske kurser følger en random walk<sup>1</sup>, eller om kursindekset er stationært omkring en lineær trend. Det analyserede tidsrum spænder over en længere årrække end tidligere undersøgelser har dækket. Estimer indikerer, at en trend-stationær komponent tegner sig for en betydelig andel af variationen i de danske aktiekurser. Imidlertid kan den alternative hypotese, at det danske aktiekursindeks følger en random walk, ikke afvises.

Tidligere tests af random walk hypotesen for danske aktiekurser, såsom Jennergren og Toft-Nielsen (1977), fokuserede på daglige kursændringer over meget korte tidsintervaller. Siden random walk hypotesen har konsekvenser for udviklingen i aktiekurserne på meget lang sigt, vil den statistiske styrke af tests være større, jo længere tid data udspænder. Dette motiverer vores fokus på en lang tidsperiode i analysen af de danske aktiekurser.

Historisk har finansiellitteraturen sat lighedstegn mellem efficiente aktiemarkeder og random walk modellen for aktiekurserne. Begrundelsen er, at hvis aktiekurserne på et givet tidspunkt fuldt reflekterer al tilgængelig information, vil fremtidige ændringer i kurserne ikke kunne forudsiges. Alle fremtidige kursændringer skyldes nye oplysninger om »fundamentals«, dvs. virksomhedernes indtjeningsudsigt, investorernes holdning til risiko samt deres tidspræference. Denne teori er blevet kritiseret af blandt andet Fama og French (1988) og Poterba og Summers (1988). Konklusionen af denne forsk-

---

Jeg er taknemmelig for kommentarer fra Søren Bo Nielsen samt for hjælp med data fra Martin Salomon.

1. Skønt en random walk er et specialtilfælde af en »unit root« proces, vil vi anvende disse termer synonymt i artiklen. Det skyldes, at en random walk er bedst kendt blandt økonomer.

# Udviklingen i de danske aktiekurser 1914-1990

Allan Timmermann

Birkbeck College, University of London

*SUMMARY: The paper investigates the long run behaviour of the Danish stock price index. We analyse an index for real Danish stock prices which covers the period 1914-1990. Econometric tests show that the null hypothesis that Danish stock prices contain a unit root cannot be rejected. However, variance ratio analysis of the data indicates the existence of a substantial stationary, or mean-reverting, component in the Danish stock prices.*

---

## 1. Indledning

Denne artikel analyserer langtidsviklingen i de danske aktiekurser over perioden 1914-1990. Gennem anvendelse af økonometriske tests undersøger artiklen, om de danske kurser følger en random walk<sup>1</sup>, eller om kursindekset er stationært omkring en lineær trend. Det analyserede tidsrum spænder over en længere årrække end tidligere undersøgelser har dækket. Estimer indikerer, at en trend-stationær komponent tegner sig for en betydelig andel af variationen i de danske aktiekurser. Imidlertid kan den alternative hypotese, at det danske aktiekursindeks følger en random walk, ikke afvises.

Tidligere tests af random walk hypotesen for danske aktiekurser, såsom Jennergren og Toft-Nielsen (1977), fokuserede på daglige kursændringer over meget korte tidsintervaller. Siden random walk hypotesen har konsekvenser for udviklingen i aktiekurserne på meget lang sigt, vil den statistiske styrke af tests være større, jo længere tid data udspænder. Dette motiverer vores fokus på en lang tidsperiode i analysen af de danske aktiekurser.

Historisk har finansiellitteraturen sat lighedstegn mellem efficiente aktiemarkeder og random walk modellen for aktiekurserne. Begrundelsen er, at hvis aktiekurserne på et givet tidspunkt fuldt reflekterer al tilgængelig information, vil fremtidige ændringer i kurserne ikke kunne forudsiges. Alle fremtidige kursændringer skyldes nye oplysninger om »fundamentals«, dvs. virksomhedernes indtjeningsudsigt, investorernes holdning til risiko samt deres tidspræference. Denne teori er blevet kritiseret af blandt andet Fama og French (1988) og Poterba og Summers (1988). Konklusionen af denne forsk-

---

Jeg er taknemmelig for kommentarer fra Søren Bo Nielsen samt for hjælp med data fra Martin Salomon.

1. Skønt en random walk er et specialtilfælde af en »unit root« proces, vil vi anvende disse termer synonymt i artiklen. Det skyldes, at en random walk er bedst kendt blandt økonomer.

ning er, at såfremt kurserne ikke følger en random walk, indebærer dette ikke nødvendigvis en tilbagevisning af hypotesen om efficiente markeder. En sådan afvigelse kunne skyldes seriel korrelation i »fundamentals« fx. i investorernes attitude til risiko.

Hvad er den økonomiske relevans af at vide om aktiekurserne følger en random walk, eller om de tenderer til at vende tilbage til en trend? Pointen kan illustreres gennem en pensionskasses investeringsstrategi. Pensionskasser har sædvanligvis en meget lang tidshorison for deres investeringer. Hvis aktiekurserne følger en random walk, vil et negativt kurschok, eksempelvis et børskrak, ikke indebære, at aktier er mere attraktive som investeringsobjekt efter chokket. Det skyldes, at den forventede værdi af fremtidige aktiekurser, under antagelse af en random walk i kurserne, er lig aktiekursen i dag. Det er et ganske anderledes scenario når aktiekurserne vender tilbage til deres trend efter et chok. I dette tilfælde vil effekten af chokket gradvist forsvinde, således at de fremtidige kurser kan forventes at stige efter et negativt chok. Aktier vil være en god investering efter et børskrak, da de kan forventes at give et højere afkast sammenlignet med situationen før kursfaldet. Generelt vil det være mere attraktivt for en risiko-avers investor med en lang tidshorison at købe aktier hvis aktiekurserne følger en trend som de vender tilbage til efter et chok. Hvis investoren opererer med en lang horison, er det muligt at udskyde salg af aktier indtil effekten af et negativt chok er aftaget.

Indholdet af resten af denne artikel er som følger. I afsnit 2 tester vi for eksistensen af en random walk i de danske aktiekurser samt i logaritmen af kursindekset. I afsnit 3 beregner vi den relative størrelse af en trend-stationær komponent og en random walk komponent i kurserne. Det fjerde afsnit konkluderer.

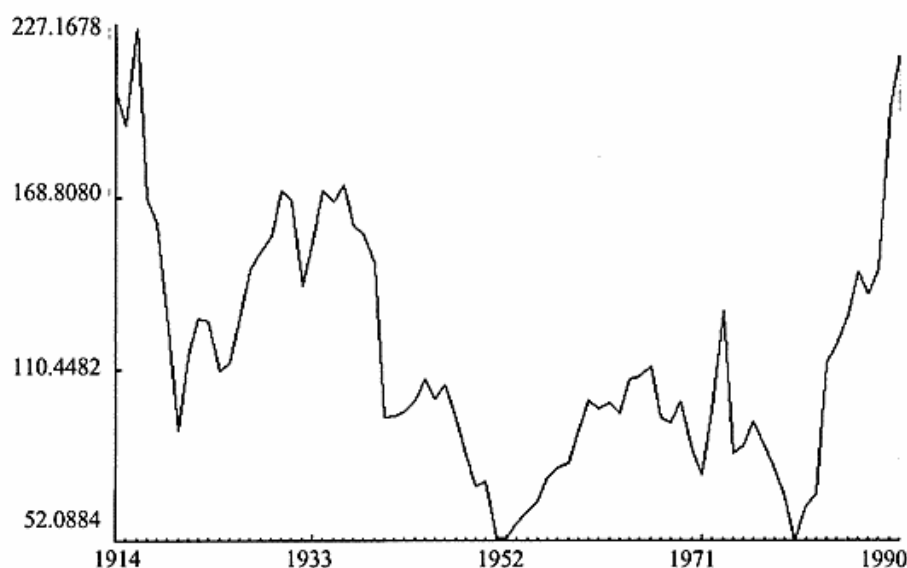
## 2. Følger de danske aktiekurser en random walk?

Vi konstruerede et aktiekursindeks ved hjælp af diverse årgange af Statistiske Efterretninger. De årlige gennemsnit af de månedlige nominelle kursindeks deflateredes ved at dividere med et gennemsnit af engrospristallet for at beregne reale aktiekurser. Figur 1 viser det beregnede reale kursindeks for danske aktier over perioden 1914-1990.<sup>2</sup> Det ganske høje niveau for de danske aktiekurser i 1916 er overraskende.<sup>3</sup> Bemærk også den kraftige stigning i kurserne efter 1980.

---

2. Der skal ikke lægges for stor en fortolkning i, at stigningen i det konstruerede aktiekursindeks over perioden 1914-1990 er negativ. Dels er kursstigningen positiv hvis et andet baseår, fx 1919, vælges. Dels er udviklingen i kurserne ganske anderledes efter 1945, hvor data er mere pålidelige og repræsentative. Den negative kursudvikling for perioden 1914-1990 hænger sammen med udviklingen i to perioder, 1916-1920 og 1936-1951, hvor kursindekset mistede henholdsvis halvdelen og to tredjedele af dets værdi.

3. Vægtene og beregningsmetoderne for det danske aktieindeks blev ændret i 1921, 1937, 1955, 1965, 1972 og 1983. For en detaljeret beskrivelse af disse ændringer se »Indeksregninger i Danmarks Statistik«. De mest vigtige ændringer har været at indekset i 1937 blev korrigeret for effekten af udvidelser af aktiekapitalen og dividendebetalinger, samt at indekset gradvist er blevet udvidet til at inkludere et stigende antal firmaer på Københavns Fondsbørs.



Figur 1. Indeks for Danske Aktiekurser 1914-1990 (1945=100)

Figur 1 afslører en nedadgående trend i de reale danske aktiekurser for perioden 1914-1980. Denne trend er kraftigt ændret siden 1980. Det er nødvendigt at bruge formelle statistiske tests til at afgøre, om disse trends skyldes deterministiske tids-trends, eller om de er forenelige med en random walk. Vi beregnede først den spektrale tæthedsfunktion for aktiekurserne ved hjælp af Bartlett, Tukey og Parzen vinduer.<sup>4</sup> Tæthedsfunktionen for Parzenvinduet fremgår af figur 2. Bemærk den store bredde for konfidensintervallet svarende til 2 standardafvigelser for tæthedsfunktionen ved nulpunktet. Denne spredning indebærer, at nulhypotesen – at tidsserien er stationær og uden en random walk komponent – ikke kan afvises. Den spektrale tæthedsfunktion indikerer, at kursindekset kan approksimeres af en første ordens autoregressiv model.

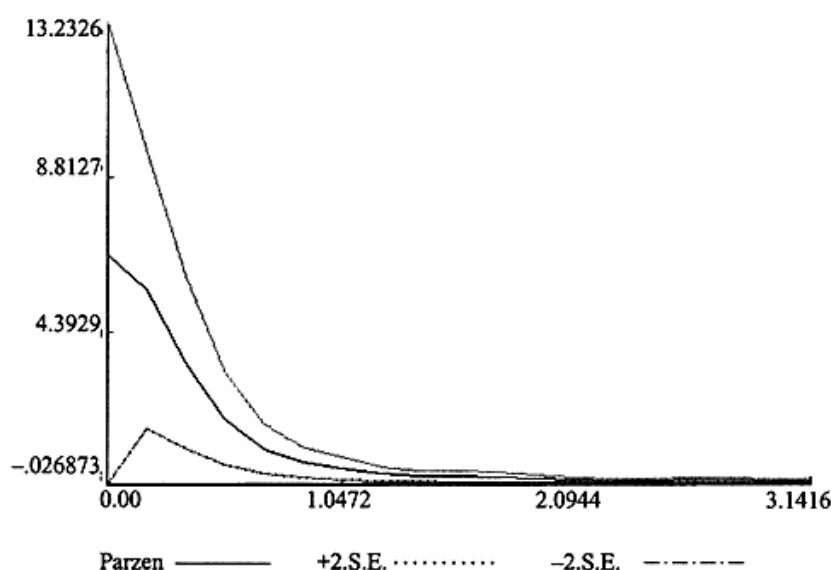
4. Den spektrale tæthedsfunktion er defineret som

$$\hat{f}(w) = 1 - \pi \left[ \lambda_0 c_0 + 2 \sum_{k=1}^m \lambda_k c_k \cos(wk) \right],$$

hvor  $\lambda_k$  er vægten for vinduet,  $m$  er afskæringspunktet og  $c_k$  er estimatet for den  $k$ 'te autokorrelation. Vægtene for de tre metoder er som følger:

$$\begin{aligned} \text{Bartlett: } \lambda_k &= 1 - \frac{k}{m}, & \text{Tukey: } \lambda_k &= \frac{1}{2} (2 + \cos(\frac{\pi k}{m})), \\ \text{Parzen: } \lambda_k &= 1 - 6(\frac{k}{m})^2 + 6(\frac{k}{m})^3, & & 0 \leq k \leq \frac{m}{2}, \\ &= 2(1 - \frac{k}{m})^3, & & \frac{m}{2} \leq k \leq m. \end{aligned}$$

I vores analyse satte vi  $m = 18$ .



Figur 2. Standardiseret Spektral Funktion for Dansk Aktiekursindeks (1914-1990, Parzen vindue).

Vi har ikke data for dividender for firmaerne, der er inkluderet i kursindekset. Det er imidlertid interessant at udlede hvilken dividendeprocess, der indebærer en random walk i aktiekurserne. Såfremt dividenderne ( $D_t$ ) følger en random walk, har vi

$$D_t = \mu + D_{t-1} + \epsilon_t, \quad \epsilon_t \sim IID(0, \sigma^2) \quad (1)$$

Den simpleste model for effiente aktiekurser,  $P_t$ , er

$$P_t = E_t[P_{t+1} + D_{t+1}]/(1+r), \quad (2)$$

hvor  $r$  er det (konstante) forventede afkast og  $E_t$  angiver investorenes forventninger. Modellen siger, at aktiekursen er den diskonterede værdi af de forventede afkast. Under antagelse af rationelle forventninger indebærer (1) og (2)

$$P_t = \frac{(1+r)\mu}{r^2} + \frac{D_t}{r}, \quad (3)$$

således at  $P_t = P_{t-1} + \frac{\epsilon_t}{r}$

Hvis dividenderne følger en geometrisk random walk med normalfordelte chok

$$\log(D_t) = \log(D_{t-1}) + u_t, \quad u_t \sim IIN(\mu, \sigma^2), \quad (4)$$

kan det fra (2) og (4) udledes, at aktiekursen er

$$P_t = kD_t, \quad (5)$$

hvor vi har antaget, at  $(\mu + \sigma^2/2) < r$  og  $k = \exp(\mu + \frac{\sigma^2}{2}) / (1 + r - \exp(\mu + \frac{\sigma^2}{2}))$ . Det kan umiddelbart ses, at

$$\log(P_t) = \log(P_{t-1}) + u_t \quad (6)$$

Vi konkluderer, at en random walk i aktiekurserne kan udledes fra antagelsen om effi-  
ciente markeder, når dividenderne følger en lineær proces, mens logaritmen af kursin-  
dekset vil følge en random walk når dividenderne følger en geometrisk random walk  
(4).

Vi estimerede første ordens autoregressive modeller for de reale aktiekurser og loga-  
ritmen af aktiekurserne for perioden 1915-1990. Resultatet fremgår af nedenståen-  
de ligninger (OLS standardafvigelse og standardafvigelse baseret på Newey-West  
(1987) kovarians-estimatoren med Bartlett vægte for en vindueslængde på 15 er rap-  
porteret i parentes).

$$P_t = 3.72 + .90P_{t-1} + \epsilon_t \quad (7)$$

(2.12/1.86) (.053/.057)

$R^2 = .80$ , Seriel korrelation:  $.684 \sim \chi^2_1(.41)$ , Heteroskedasticitet:  $10.52 \sim \chi^2_1(.001)$   
Funktional form:  $.75 \sim \chi^2_1(.39)$ , Normalitet:  $9.49 \sim \chi^2_2(.009)$ .

$$\log(P_t) = -.10 + .90 \log(P_{t-1}) + \epsilon_t \quad (8)$$

(.056 / .048) (.051 / .039)

$R^2 = .80$ , Seriel korrelation:  $.97 \sim \chi^2_1(.32)$ , Heteroskedasticitet:  $.14 \sim \chi^2_1(.71)$ .  
Funtional form:  $.03 \sim \chi^2_1(.87)$ , Normalitet:  $5.68 \sim \chi^2_2(.058)$ .

Den statistiske signifikans for diverse diagnostiske tests er rapporteret i parentes.  
Der er tegn på afvigelse fra normalfordelingen i residualerne fra begge regressioner.  
Desuden er der heteroskedasticitet i residualerne fra regressionen i niveauet for aktie-  
kurserne (7).

Tabel 1a. Phillips-Perron Tests for det Danske Aktiekurs Indeks (1914-1990).

Vindue	$Z(\hat{\alpha})$	$Z(t_{\hat{\alpha}})$	$Z(\tilde{\alpha})$	$Z(t_{\tilde{\alpha}})$	Said-Dickey
$l = 2$	-8.40	-1.99	-4.57	-1.01	-2.53
$l = 6$	-9.73	-2.15	-5.23	-1.12	-0.91
$l = 12$	-10.12	-2.19	-5.54	-1.18	-1.41

Tabel 1b. Phillips-Perron Tests for Logaritmen af Kursindekset (1914-1990).

Vindue	$Z(\hat{\alpha})$	$Z(t_{\hat{\alpha}})$	$Z(\tilde{\alpha})$	$Z(t_{\tilde{\alpha}})$	Said-Dickey
$l = 2$	-8.54	-2.06	-6.23	-1.38	-2.27
$l = 6$	-9.54	-2.18	-6.82	-1.47	-1.35
$l = 12$	-9.46	-2.17	-6.68	-1.45	-1.64

Anm.: (kritiske værdier (5%): -13.3 ( $Z(\hat{\alpha})$ ), -19.8 ( $Z(\tilde{\alpha})$ ), -2.93 ( $Z(t_{\hat{\alpha}})$ ), Said-Dickey) og -3.50 ( $Z(t_{\tilde{\alpha}})$ ).

Ovenstående regressioner synes at indikere, at aktiekurserne ikke følger en random walk siden regressionskoefficienterne for  $P_{t-1}$  og  $\log(P_{t-1})$  begge er ca. to standardafvigelser mindre end 1. Imidlertid kan vi ikke drage en sådan konklusion. Dette skyldes naturligvis, at fordelingen af koefficienterne for  $P_{t-1}$  og  $\log(P_{t-1})$  under nul hypotesen at aktiekurserne følger en random walk ikke er standard normalfordelt men har betydeligt mere vægt i »halerne« end normalfordelingen. Vi beregnede en serie af tests udviklet af Phillips og Perron (1988). Sammenlignet med standard Dickey-Fuller eller Augmented Dickey-Fuller tests har disse tests den fordel, at de tillader for heterogene og korrelerede residualer i den underliggende regression. Tabel 1 rapporterer resultater for Bartlett vægte og for en vindueslængde,  $l$ , på  $l = 2$ ,  $l = 6$  og  $l = 12$ . Tabellen viser ligeledes Said-Dickey's test baseret på t-værdien for koefficienten  $\hat{\alpha}^*$  i regressionen  $\Delta y_t = \hat{u}^* + \hat{\alpha}^* y_{t-1} + \sum_{i=1}^l \hat{\phi}_i \Delta y_{t-i} + \hat{v}_t$ .  $Z(\hat{\alpha})$  og  $Z(t_{\hat{\alpha}})$  er baseret på en underliggende proces uden en tidstrend, mens  $Z(\tilde{\alpha})$  og  $Z(t_{\tilde{\alpha}})$  antager en sådan trend.

Der er ingen statistisk signifikante tegn på afvigelser fra nul-hypotesen om en random-walk i de reale aktiekurser. For efterkrigsperioden 1945-1990 kunne random walk nul hypotesen heller ikke afvises. Det bør bemærkes, at Phillips og Perron for en tidsserie på 100 observationer beregnede den statistiske styrke for deres  $Z(\hat{\alpha})$  og  $Z(t_{\hat{\alpha}})$  tests relativt til en alternativ første ordens autoregressiv proces med en parameter,  $\alpha = 0.85$ . For processer uden en »moving average« komponent var styrken af deres tests kun omkring 70 procent. Dette er ganske lavt i betragtning af den store forskel i dynamikken for en random walk og den analyserede stationære proces.<sup>5</sup>

5. Gevinsten i den statistiske styrke som følge af anvendelsen af data der er indsamlet månedligt i stedet for årligt er ganske minimal. I en serie af simuleringer har Shiller og Perron (1985) vist, at den statistiske styrke i random walk tests er mere afhængig af længden af datasættet end af datafrekvensen.

### 3. Hvor stor er random walk komponenten i de danske aktiekurser?

Vi beregnede størrelsen i en random walk i de danske aktiekurser ved hjælp af variansratemålet foreslået af Cochrane (1988). Sammenlignet med ovenstående tests udmærker denne metode sig ved at fokusere på størrelsen af bidraget fra random walk komponenten i den totale variation. Antag at aktiekursen eller eventuelt logaritmen af aktiekursen er trend-stationær og således har en Wold repræsentation<sup>6</sup> (hvor  $t$  er trenden og  $\epsilon_{t-j}$  er hvid støj).

$$p_t = bt + \sum_{j=0}^{\infty} a_j \epsilon_{t-j}, \quad (9)$$

således at (hvor »var« angiver variansen af en variabel)

$$\begin{aligned} p_{t-k} &= b(t-k) + a_0 \epsilon_{t-k} + a_1 \epsilon_{t-k-1} + \dots, \\ p_t - p_{t-k} &= bk + a_0 \epsilon_t + \dots + a_{k-1} \epsilon_{t-k+1} + (a_k - a_0) \epsilon_{t-k} + (a_{k+1} - a_1) \epsilon_{t-k-1} + \dots, \\ \text{var}(p_t - p_{t-k}) &= \sigma_{\epsilon}^2 [a_0^2 + a_{k-1}^2 + a_k^2 + a_0^2 - 2a_k a_0 + a_{k+1}^2 + \dots]. \end{aligned}$$

Lad  $k \rightarrow \infty$ . Det følger at  $a_k \rightarrow 0$  og  $\text{var}(p_t - p_{t-k}) \rightarrow \sigma_{\epsilon}^2 [2a_0^2 + 2a_1^2 + \dots] = 2\sigma_p^2 =$  en konstant.

Dette indebærer at

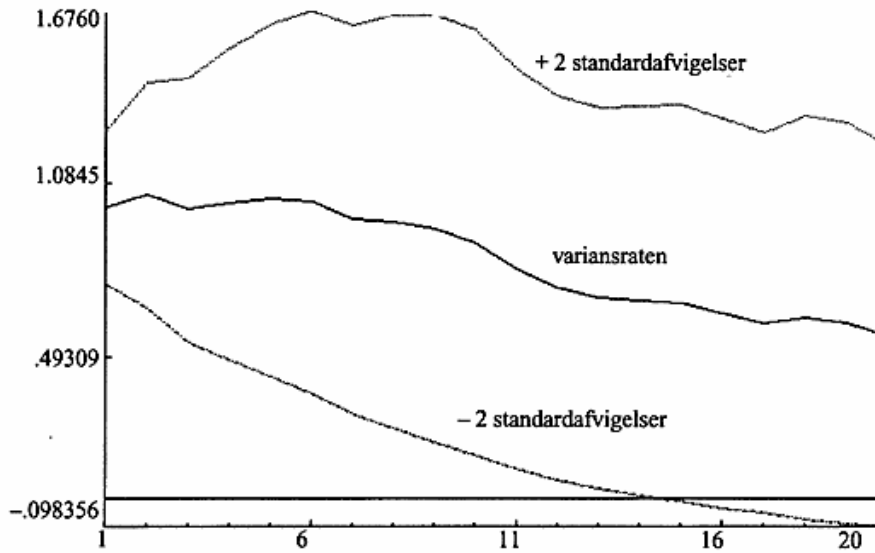
$$\frac{\text{var}(p_t - p_{t-k})}{\text{kvar}(p_t)} = \frac{\sigma_k^2}{k\sigma_1^2} \rightarrow 0 \text{ når } k \rightarrow \infty. \quad (10)$$

Vi kan alternativt antage, at der er en random walk i kurserne eller logaritmen af kursindekset. I dette tilfælde tager kursindekset følgende form:

$$\Delta p_t = (1-L)p_t = \mu + \sum_{j=0}^{\infty} a_j \epsilon_{t-j}, \quad (11)$$

6. Vi anvender aktiekurser og ikke et indeks for det totale afkast, som inkluderer udbytter, i vores empiriske analyse. Denne procedure kan forsvares med henvisning til Poterba og Summer's (1988, Appendix Tabel 1) resultater, der viste, at varians-raterne fra en lignende analyse ikke var særligt følsomme med hensyn til, om udbytter var inkluderet i det anvendte indeks.





Figur 3. Variansen for Danske Aktiekurser (1914-1990).

således at

$$\begin{aligned}
 p_t - p_{t-k} &= \sum_{j=0}^{\infty} a_j \epsilon_{t-j} + \sum_{j=0}^{\infty} a_j \epsilon_{t-j-1} + \dots + \sum_{j=0}^{\infty} a_j \epsilon_{t-j-k+1} \\
 &= a_0 \epsilon_t + (a_1 + a_0) \epsilon_{t-1} + (a_0 + a_1 + \dots + a_{k-1}) \epsilon_{t-k+1} + (a_1 + a_2 + \dots + a_k) \epsilon_{t-k} + \dots \text{ og} \\
 \text{var}(p_t - p_{t-k}) &= k(a_0^2 + a_1^2 + \dots) + 2 \sum_{j=i}^{i-k+1} a_i a_j,
 \end{aligned}$$

og det følger sluttelig at

$$\frac{\sigma_k^2}{k\sigma_1^2} \rightarrow 1 \text{ når } k \rightarrow \infty. \quad (12)$$

Cochrane (1988) har vist, at enhver første ordens integreret proces kan splittes op i summen af en stationær og en random walk komponent, og at random walk komponenten har den samme varians i alle disse opsplittings. Vi beregnede varians-raterne for de reale aktiekurser og for logaritmen af de reale aktiekurser. Værdierne af variansra-

Tabel 2. Variansen ( $\hat{\sigma}_k^2$ ) og Variansraten ( $\hat{\sigma}_k^2 / k\hat{\sigma}_1^2$ ) for det Danske Aktiekursindeks (1914-1990). Asymptotiske standardafvigelser i parentes.

	k(år)							
	1	2	3	4	5	10	15	20
$\hat{\sigma}_k^2$	3.73 (.50)	4.00 (.75)	3.80 (.87)	3.89 (1.02)	3.94 (1.16)	3.37 (1.40)	2.57 (1.31)	2.13 (1.25)
$\hat{\sigma}_k^2 / k\hat{\sigma}_1^2$	1 (.132)	1.05 (.195)	0.99 (.227)	1.02 (.267)	1.03 (.302)	.88 (.366)	.67 (.342)	.56 (.327)
Logaritmen af Kursindekset								
$\hat{\sigma}_k^2$	4.80 (.63)	5.13 (.96)	5.01 (1.14)	5.15 (1.36)	5.28 (1.56)	4.49 (1.87)	3.65 (1.86)	3.03 (1.78)
$\hat{\sigma}_k^2 / k\hat{\sigma}_1^2$	1 (.132)	1.07 (.199)	1.04 (.238)	1.07 (.282)	1.10 (.324)	.94 (.389)	.76 (.388)	.63 (.371)

terne samt et Bartlett-estimat for deres asymptotiske standardafvigelser fremgår af Tabel 2 og Figur 3. Bredden af kurverne for standardafvigelserne indebærer, at en simpel random walk (dvs. uden nogen stationær komponent) ikke kan forkastes. Imidlertid er det interessant at konstatere, at variansraten er en jævnt aftagende funktion af tidsintervallet. Raten synes ikke at konvergere mod en stabil grænse som i givet fald ville repræsentere bidraget fra random walk komponenten i den samlede variation i kurserne. Dette indikerer eksistensen af en betydelig stationær komponent i de danske aktiekurser. En sådan fortolkning underbygges tillige af værdien af den skalerede variansrate på 0.56 for  $k = 20$  år (Figur 3).

#### 4. Konklusion

Vi konkluderer, at skønt data ikke indebærer, at vi kan afvise hypotesen, at det danske aktiekursindeks over perioden 1914-1990 følger en random walk, så indikerer vores statistiske analyse eksistensen af en betydelig stationær komponent i kurserne. De anvendte tests har ikke tilstrækkelig statistisk styrke til at afvise enten nul-hypotesen, at aktiekurserne følger en random walk eller hypotesen, at aktiekursindekset er stationært. Dette skyldes, at eksistensen af en random walk komponent er svær at afvise, fordi den i realiteten er et udsagn om en tidsserie over en meget lang horisont. Selv 77 års data kan synes at være en kort periode i denne sammenhæng.

Fra en økonomisk synsvinkel indebærer den lave styrke af de undersøgte statistiske tests for nulhypotesen, at kursindekset følger en random walk, at standard arbitrage argumenter ikke udelukker eksistensen af forudsigelige komponenter i kursindekset.

Selv i en model hvor den undersøgte tidsserie har en betydelig stationær og forudsigelig komponent kræver afvisning af random walk nulhypotesen et meget langt datasæt. I praksis kan kursindekset derfor have en betydelig stationær komponent, som ikke er fjernet gennem børsmæglernes spekulation (Summers (1986)). Konsekvensen af dette er, at det skulle være muligt for investorer med en lang tidshorisont (pensionskasser) at designe en investeringsstrategi, der giver et højere afkast end en »buy and hold« portefølje, der blot holder et diversificeret udsnit af aktiemarkedet.

#### Litteratur

- Chatfield, C. 1984. *The analysis of Time Series. An Introduction*. 3rd Edition. London.
- Cochrane, J. 1988. How big is the Random walk in GNP? *Journal of Political Economy*, 96, 893-920.
- Danmarks Statistik. 1985. *Indeksregninger i Danmarks Statistik*. København.
- Fama, E. F. & French, K. R. 1988. Permanent and temporary components of stock prices. *Journal of Political Economy*, 96, 246-73.
- Jennergren, L. P. & Toft-Nielsen, P. 1977. An investigation of random walks in the Danish stock market. *Nationaløkonomisk Tidsskrift*, 254-69.
- Newey, W. K. & West, K. D. 1987. A simple, positive semi-definite heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. *Econometrica*, 55, 703-08.
- Phillips, P. C. B. & Perron, P. 1988. Testing for a unit root in time series regressions. *Biometrika*, 75, 335-46.
- Poterba, J. M. & Summers, L. H. 1988. Mean reversion in stock prices: evidence and implications. *Journal of financial economics*, 22, 27-60.
- Shiller, R. J. & Perron, P. 1985. Testing the random walk hypothesis: power versus frequency of observations. *Economics Letters*, 18, 381-86.
- Summers, L. H. 1986. Does the market rationally reflect fundamental values? *Journal of Finance*, 41, 591-601.

Selv i en model hvor den undersøgte tidsserie har en betydelig stationær og forudsigelig komponent kræver afvisning af random walk nulhypotesen et meget langt datasæt. I praksis kan kursindekset derfor have en betydelig stationær komponent, som ikke er fjernet gennem børsmæglernes spekulation (Summers (1986)). Konsekvensen af dette er, at det skulle være muligt for investorer med en lang tidshorisont (pensionskasser) at designe en investeringsstrategi, der giver et højere afkast end en »buy and hold« portefølje, der blot holder et diversificeret udsnit af aktiemarkedet.

#### Litteratur

- Chatfield, C. 1984. *The analysis of Time Series. An Introduction*. 3rd Edition. London.
- Cochrane, J. 1988. How big is the Random walk in GNP? *Journal of Political Economy*, 96, 893-920.
- Danmarks Statistik. 1985. *Indeksberegninger i Danmarks Statistik*. København.
- Fama, E. F. & French, K. R. 1988. Permanent and temporary components of stock prices. *Journal of Political Economy*, 96, 246-73.
- Jennergren, L. P. & Toft-Nielsen, P. 1977. An investigation of random walks in the Danish stock market. *Nationaløkonomisk Tidsskrift*, 254-69.
- Newey, W. K. & West, K. D. 1987. A simple, positive semi-definite heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. *Econometrica*, 55, 703-08.
- Phillips, P. C. B. & Perron, P. 1988. Testing for a unit root in time series regressions. *Biometrika*, 75, 335-46.
- Poterba, J. M. & Summers, L. H. 1988. Mean reversion in stock prices: evidence and implications. *Journal of financial economics*, 22, 27-60.
- Shiller, R. J. & Perron, P. 1985. Testing the random walk hypothesis: power versus frequency of observations. *Economics Letters*, 18, 381-86.
- Summers, L. H. 1986. Does the market rationally reflect fundamental values? *Journal of Finance*, 41, 591-601.