



EKONOMIHÖGSKOLAN
Lunds universitet

Kandidatuppsats 10p

Nationalekonomiska institutionen

VT-04

Smittar Rysk räntevolatilitet av sig på Baltisk räntevolatilitet?

Författare:

Isak Ahlbom

Handledare:

Thomas Elger

Sammanfattning

1998 utförde Sebastian Edwards en studie där han undersökte om volatilitet i den korta räntan sprids från Mexico till Argentina och Chile. Studien ”*Interest Rate Volatility, Contagion and Convergence: an empirical investigation of the cases of Argentina, Chile and Mexico*” publicerad i *Journal of Applied Economics* (Nov 1998) påvisar att volatiliteten spridit sig från Mexico till Argentina men inte till Chile under perioden för studien. Edwards använder sig av korta räntor för att med hjälp av GARCH-modeller studera ett av det mest debatterade ämnena inom internationell finansiell ekonomi sedan krisen i Asien 1997.

I denna uppsats utför vi en empirisk studie baserat på den modell för ”volatility contagion” som utvecklats av Edwards (1998). Vi undersöker om volatiliteten i den korta räntan sprids från Ryssland till Baltikum med härledning av volatilitetsindikatorer inom en univariat GARCH-modell. Vi replikerar Edwards metoder i undersökningen baserat på data från 60 dagars depositräntor i fyra länder tillhörande kategorin tillväxtekonomier eller s.k. ”emerging markets”.

Vår empiriska studie påvisar att räntevolatiliteten inte smittar av sig från Ryssland till de baltiska staterna. Det är intressant ur ett makroekonomiskt perspektiv eftersom korta räntor är en betydelsefull överföringsmekanism av ekonomisk turbulens, ur ett finansiellt perspektiv för att investeringarna till dessa regioner ökat kraftigt under tidsperioden för studien och ur ett politiskt perspektiv eftersom Baltikum under våren 2004 inträder i både NATO och EU.

Jag vill tacka Thomas Elger för utmärkt uppsatshandledning.

Författaren.

Innehållsförteckning

1. Introduktion.....	4
2. Teori.....	9
2.1. Ekonometrisk teori.....	9
2.2. Ekonomisk teori.....	11
<i>2.2.1. Litteraturöversikt.....</i>	<i>11</i>
<i>2.2.2. Edwards (1998) studie.....</i>	<i>12</i>
3. Presentation av datamaterialet	15
4. Analys	22
4.1. Växelkursregimers betydelse	22
4.2. Den ryska finanskrisen 1998	24
4.3. Analys av volatilitetsspridning.....	25
<i>4.3.1. Sammanfattande diskussion</i>	<i>31</i>
5. Slutsatser	32
6. Referenser	33

1. Introduktion

Efter Sovjetunionens upplösning och Baltikums självständighet har den ekonomiska aktiviteten i Ryssland och Baltikum ökat. Det har medfört att investeringar, såväl utländska som inhemska, samt handel tagit fart till följd av utvidgat internationellt samarbete. Därför är det intressant att undersöka hur räntorna för dessa regioner beter sig för att bilda sig en uppfattning om hur sammansvetsad regionerna är som helhet. Räntor är en viktig makroekonomisk variabel och inverkar på tillgångsprissättning. Vårt syfte med uppsatsen är att med hjälp av korta räntor undersöka hur stark koppling som föreligger mellan dessa regioner. Smittar rysk räntevolatilitet av sig på baltisk räntevolatilitet är det ett tecken på att de båda regionerna är väl sammansvetsade. Om vi inte kan påvisa någon spridning av räntevolatilitet så innebär det att regionerna saknar den nära koppling, som i synnerhet av historiska aspekter kan tänkas föreligga.

Baltikum har ett stort handelsutbyte med Ryssland och behandlas ofta ur ett finansiellt perspektiv som en enhetlig marknad, se exempelvis Dombrovsky och Mikelsons (1998). Baltikum består av tre självständiga stater: Estland, Lettland och Litauen. Dessa blev självständiga 1991 efter berlinmurens fall och Sovjetunionens upplösning. Samtliga stater har valt någon form av fast växelkursregim för att uppnå prisstabilitet, verka för en stabil makroekonomisk balans och skapa ett förtroende under pågående ekonomiska reformer. Valutan är i samtliga länder fritt konvertibel och handlas utan inskränkningar i rörligheten. Länderna blev i april 2004 medlemmar i NATO och i maj 2004 medlemmar i EU, samt har planer att på sikt inträda i EMU. Datum för EMU-inträdet avgörs av EU när länderna uppfyller inträdeskraven. Ur ett komparativt perspektiv befinner sig Estland på den högsta BNP-nivån medan Litauen uppvisat den högsta tillväxten i BNP under de senaste åren bland de baltiska staterna.

Estland är det nordligaste landet i Baltikum och har gränser mot Ryssland och Lettland. Landet befolkas av ca 1,4 miljoner invånare. BNP per capita är 11,000 \$ och arbetslösheten ca 10 %. Av BNP består ca 66 % av service- och 29 % av industrisektorn. Tillväxten i BNP var under 2003 4,8 %. Valutan kroon (EEK) kopplades efter Sovjets upplösning mot D-marken 1992. 1995 hade förtroendet för det unga landets valuta stärkts och inflationen stabiliserats. Detta ledde till att "spreaden" på den internationella valutamarknaden minskade som en konsekvens av lägre riskpremier och räntor. För att säkerställa affärsbankernas effektivitet och existens under ökad ekonomisk aktivitet och finansiell turbulens, infördes 1997 restriktioner och soliditetskrav för bankerna. I december 1998 knöt Estland sin valuta mot den då nyintroducerade Euron och delar av valutareserven byttes från D-mark till Euro. I samband med Tysklands övergång till Euro 2001 övergick Estland helt till dagens system med "currency-board" och fast växelkurs mot Euro. Systemet innebär att den estländska kronan är fullständigt ersättningsbar med Euro som landets centralbank lagrar i syfte att stärka trovärdighet och stabilitet för den nationella valutan, samt förbereda ett EMU-inträde, se Bank of Estonia (2004).

Lettland ligger i mitten av Baltikum, inklämt mellan Estland, Ryssland, Vitryssland och Litauen. Landet befolkas av ca 2,3 miljoner invånare. BNP per capita är 8,900 \$ och arbetslösheten 9 %. Av BNP består ca 70 % av service- och 26 % av industrisektorn. Tillväxten i BNP var under 2003 7,4 %. Landet är idag nästan en fullständig marknadsekonomi och har karaktäriserats av omfattande privatiseringar under de senaste åren. Det stora problemet för landet har varit den höga arbetslösheten, 11 % av befolkningen lever i fattigdom. Vid självständigheten i augusti 1991 efter Sovjets upplösning använde Lettland till en början ryska rubel (RUR) som betalningsmedel. I maj 1992 infördes den temporära valutan lettiska rubel. I oktober 1993 byttes den ut mot den permanenta valutan lettiska lats (LAT), vilken efter restriktioner av IMF kontrollerades noggrant med avseende på valutans

värdeökning. Tack vare ingripandet från IMF pressades inflationen ner från 958 % 1992 till 28 % 1994. Lettlands lyckade samarbete med IMF resulterade i att valutan knöts enligt ett "basket peg" system 1994 till den av IMF förvaltade valutakorgen Special Drawing Right (SDR). "Basket peg" systemet innebär att valutan är knuten mot en korg av valutor och tillåts fluktuera inom ett bestämt variansintervall. Sedan dess har valutan förblivit stabil och fått ett starkt förtroende. I förberedande syfte inför ett eventuellt EMU-inträde planerar landet lämna valutakorgen för att övergå till en fast växelkurs mot Euro, se Bank of Latvia (2004).

Litauen är det sydligaste landet i Baltikum och har gränser mot Lettland, Vitryssland, Polen och den ryska enklaven Kaliningrad. Landet befolkas av 3,6 miljoner invånare. BNP per capita är 8,400 \$ och arbetslösheten 12,5 %. Av BNP består ca 61 % av service- och 31 % av industrisektorn. Tillväxten i BNP var under 2003 8,9 %. 93 % av befolkningen röstade för en anslutning till EU i maj 2003. Infrastrukturen och levnadsstandarden har sedan mitten av 90-talet kraftigt förbättrats, trots det är landet ett av de fattigaste bland de nya medlemsländerna. Under senaste året har Litauen upplevt flera regeringskriser och korruptionsskandaler. 1992 introducerades den temporära valutan talonas. 1993 introducerades den permanenta valutan litas (LTL) och inflationen minskade från tresiffrig till tvåsiffrig. För att öka trovärdigheten för valutan fixerade man växelkursen 1994 mot US-dollar (USD). Valutan gjordes fullständigt konvertibel med uppbackning av guld och valutareserver i utländsk valuta. I januari 2001 infördes ett system där växelkursen tillåts fluktuera inom ett intervall för den fasta kursen, en s.k. "pegging". Att valutan är "peggad", innebär att den tillåts fluktuera inom ett bestämt variansområde mot referensvalutan, inom ramen för den fasta växelkursen. Litauens närmande till EU ledde till att man i februari 2002 gick över från USD till "pegging" mot Euro. I sammanhanget klargjordes planer på ett EMU-inträde så snart konvergenskriterierna uppfyllts, se Bank of Lithuania (2004).

Ryssland skiljer sig betydligt från de baltiska staterna. Landet befolkas av 144,5 miljoner invånare. BNP per capita är 9,700 \$ och arbetslösheten är 9 %. Av BNP består ca 60 % av service-, 35 % av industri- och 5 % av jordbrukssektorn. Landet gynnas av sina stora oljetillgångar och 2001 utvanns i genomsnitt 7,3 miljoner fat per dag varav ca 65 % exporterades. Tillväxten i BNP var under 2003 8,6 %. När Sovjetunionen kollapsade till följd av Rysslands utträde och självständighet 1991, bildades den ryska centralbanken. Valutan rubel (RUR) tilläts att flyta från början och landets valuta sjönk kraftigt i värde. Inflationen var stor och landet drabbades av ekonomiskpolitiska bakslag. Genom aktivt försvar av den inhemska valutan stabiliserades rubeln. Stora utländska direktinvesteringar ledde till en återhämtning i den ansträngda ekonomin.

I den omfattande privatiseringsprocess som följde kommunismens fall hamnade Ryssland i internationellt fokus för investeringar. Landets växande medelklass och oljeutvinningen ledde till att tillväxten varit världsledande de senaste fem åren. Ryssland drabbades 1998 av en finansiell kris som uttraderade stora tillgångar till följd av osunda finanser och övervärdering. Den finansiella återhämtningen gick snabbt tack vare samarbete mellan staten och privata investerare. Följden blev att ett fåtal oligarker idag har ett stort politiskt inflytande. För att statens skall kunna återta politisk makt har regeringen, ledd av president Putin, låtit fängsla flertalet inflytelserika oligarker. Detta har lett till en kraftig internationell kritik mot bristande demokrati där bl.a. inskränkningar i pressfriheten förekommer. Landet behåller dock sin position som en attraktiv marknad för investerare tack vare ett gynnsamt finansiellt klimat och stora naturtillgångar. Sedan 1998 har Moskvabörsen, RTS-index, stigit med över 300 %, se Central Bank of Russian Federation (2004).

Ett av det mest debatterade ämnena inom internationell finansiell ekonomi, efter den asiatiska turbulensen 1997, är hur volatiliteten i ett lands ränta sprids till andra länders ränta, eng: "volatility contagion," se t.ex. Rigobon (2001). En stor mängd studier har därför

ägnats åt ämnet, se t.ex. Edwards (1998) och Edwards och Susmel (2003). En för dessa nämnda studier gemensam frågeställning är om volatiliteten i ränta enbart orsakas av inhemska faktorer eller om den även påverkas av internationella faktorer. Edwards (1998) resultat är att räntevolatilitet spridits från Mexico till Argentina men inte till Chile, där volatilitetsspridningen delvis är påverkad av institutionella arrangemang. Edwards och Susmel (2003 s.347) konstaterar att räntevolatilitet sprids mellan länder oberoende av geografisk position och närhet till finansiella krishärddar och att kluster av hög volatilitet generellt är kortlivade.

Denna uppsats baseras på Edwards (1998) modell för volatilitetsspridning. Mer specifikt är Edwards modell en univariat GARCH-modell, som utökats med indikatorer för tänkbara internationella faktorer till volatilitetsspridning. Vårt problem är att datamaterial med långa tidsserier är svårtillgängliga för emerging markets. Vi använder en 60 dagars depositränta med månadsobservationer för de senaste nio åren. Vår empiriska analys indikerar att ingen volatilitetsspridning sker från Ryssland till de baltiska staterna. Resultaten är svaga och motstridiga vilket även bekräftas av hög känslighet i modellspecifikation och val av tidsperiod. Vi undersöker även hur Rysslands finansiella kris 1998 påverkat Baltikum och hur val av växelkursregim inverkar på spridning av räntevolatilitet.

Uppsatsen är disponerad på följande sätt. I kapitel 2 behandlar vi ekonometrisk teori, ekonomisk teori och tidigare studier av betydelse. I kapitel 3 introducerar vi datamaterialet och presenterar deskriptiv statistik. Kapitel 4 inleds med en beskrivning av växelkursregimers betydelse för räntevolatilitet och den ryska finanskrisens inverkan på Baltikum. Avslutningsvis utför vi skattningar och tester baserat på Edwards (1998) modell. Kapitel 5 är slutsatser. Kapitel 6 är referenser.

2. Teori

Kapitlet inleds med att definiera relevant ekonometrisk teori och modeller. Uppsatsen baseras på tidsseriedata och vi inleder med att presentera några grundläggande egenskaper för denna. Därefter presenterar vi ekonomisk teori och tidigare studier av betydelse. Slutligen presenteras Edwards (1998) specifika modifikation av GARCH-modellen som vi använder i studien.

2.1. Ekonometri

En tidsserie $\{y_t\}$ definieras som dataobservationer som insamlas över tiden för en eller flera variabler. Observationerna kan avse förhållandet till en viss tidpunkt eller förändringen över en viss tidsperiod. En vanlig egenskap hos tidsseriedata är att den innehåller en deterministisk trend, t.ex. $y_t = t$, eller en stokastisk trend, t.ex. $y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t$. En stokastisk variabel med oregelbunden varians definieras som heteroskedastisk, se t.ex. Enders (1995). Detta är en egenskap som ofta förekommer i finansiella data. Många modeller har utvecklats för att hantera problemet där någon variant av Engels (1982) ARCH(p)-modell (Autoregressive Conditional Heteroskedasticity) ofta används. Låt;

$$(1) y_t = x_t' \gamma + \varepsilon_t$$

$$(2) \sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_p \varepsilon_{t-p}^2 \quad \text{Alexander (2001 s.71)}$$

$$\alpha_0 > 0, \alpha_1, \dots, \alpha_p \geq 0, \quad \varepsilon_t | I_{t-1} \sim N(0, \sigma_t^2)$$

där x_t' är en vektor av förklarande variabler, t.ex. y_{t-1} , och γ är en parametervektor. Det har dock visat sig att Bollerslevs (1986) GARCH(p, q)-modell som kan betraktas som en generalisering av ARCH-modellen, fungerar bättre vid modellering med finansiell data. Låt;

$$(3) \sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_p \varepsilon_{t-p}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \dots + \beta_q \sigma_{t-q}^2 \quad \text{Alexander (2001 s.72)}$$

Som ses i (3) blir σ_t^2 en funktion av laggade kvadrerade residualer och laggad varians. En vanlig modell vid skattningar med finansiell data är en GARCH(1,1) modell enligt;

$$(4) \sigma_t^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 \quad \text{Alexander (2001 s.72)}$$

$$\omega > 0, \quad \alpha, \beta \geq 0$$

Om vi i ekvation (4) sätter $\sigma_t^2 = \sigma^2$ för $\forall t$ så kan vi lösa ut följande uttryck för den långsiktiga variansen enligt;

$$(5) \sigma^2 = \omega / (1 - \alpha - \beta) \quad \text{Alexander (2001 s.75)}$$

där det då är uppenbart att $\alpha + \beta < 1$ för att $\sigma^2 > 0$. I fallet att $\alpha + \beta = 1$ erhålls en integrerad GARCH-modell (I-GARCH). En vanlig empirisk observation är asymmetri i volatiliteten. För att specifikt modellera detta kan man exempelvis använda en E-GARCH-modell, se Alexander (2001).

2.2. Ekonomisk teori

2.2.1. Litteraturöversikt

När volatiliteten förändras över tiden är en central frågeställning om förändringen enbart orsakas av inhemska eller också av internationella faktorer. Om förändringen även påverkas av internationella faktorer talar vi om contagion. Det är ett samlingsbegrepp i litteraturen som brukar ges på kriser som smittar av sig från en till flera regioner. Möjliga svenska översättningar inkluderar smittning, spridning eller överspillande. Contagion kan tolkas som ett skift i överföringsmekanismen mellan marknader, se Rigobon (2001 s.10). Det innebär att spridningen av chocker är en funktion av hur stark koppling som föreligger mellan marknader, se Rigobon (2001 s.7). Då en region t.ex. genomlider en bankkris, sjunker kringliggande regioners värde på fordringar mot den drabbade regionen. Om krisen är tillräckligt kraftig riskerar den smitta av sig från en region till flera bland de kringliggande regionerna och contagion har uppstått.

Frankel *et al.* (2000) studerar sambandet mellan inhemska och utländska räntor hos en mängd utvecklingsländer. De undersökte empiriska sammankopplingar under olika växelkursregimer trettio år tillbaka där de fann att oavsett växelkursregim smittar utländska räntor av sig på inhemska räntor. Borensztein *et al.* (2001) studerar effekten av utländska chocker på inhemska räntor hos emerging markets. Författarna kommer fram till att riskpremien på inhemska räntor stiger då utländska chocker ökar i frekvens. Suk-Joong Kim och Jeffrey Sheen (2000) studerar USA:s och Australiens finansiella länk med hjälp av tidsseriedata på korta och långa räntor. De använder sig av en bivariat GARCH-modell med huvudsakligen månads- och kvartalsdata för den korta räntan, och tio års data för den långa räntan. Studien undersöker hur makroekonomiska nyheter påverkar nivå och volatilitet i respektive lands ränta. Författarna kommer fram till att skift i räntorna signifikant påverkar

varandra och att exogen information hos länderna har en direkt inverkan på det andra landets räntevolatilitet. De betonar också att inverkan på räntevolatilitet är omedelbar.

Koutmos (2000) modellerar hur räntevolatiliteten hos korta räntor beror av informationschocker och räntenivåer. Han konstaterar att korta räntor följer en kontinuerligt återgående process och att variansen hos räntor är en funktion av både räntenivåer och informationschocker. Författarens slutsatser är att räntenivåer bättre beskriver variansen, men att den bästa beskrivningen ges då båda faktorerna inkluderas i modellen. Christiansen (2003) studerar hur volatilitet sprids från aggregerade till individuella obligationsmarknader. Hon konstaterar att införandet av Euro har ökat volatilitetsspridningen hos EMU-länderna.

Edwards och Susmel (2003) studerar volatilitetsspridning hos fyra latinamerikanska länder samt Hong Kong genom att finna brytpunkter i variansen hos en ARCH(p)-modell. Författarna undersöker om volatilitet och korrelationer signifikant förändras mellan länderna orsakat av exogena händelser. De använder sig av veckodata för räntor med löptider upp till 30 dagar. Resultaten visar att perioder med hög volatilitet är kortvariga och att räntevolatilitet sprids mellan länderna. Edwards och Susmel (2003) visar att finansiella marknader är sammankopplade via räntor oavsett geografisk position. Det länderna reagerar på är internationella chocker som t.ex. den mexikanska krisen 1995, den asiatiska krisen i slutet av 1997, den ryska krisen i augusti 1998 och den brasilianska krisen i januari 1999. Kriserna kännetecknas av hög volatilitet i den korta räntan världen över, speciellt hos emerging markets.

2.2.2. Edwards (1998) studie

Edwards (1998) undersöker hur räntevolatilitet sprider sig mellan emerging markets i Latinamerika. Hans studie baseras på korta annualiserade räntor med 28-30 dagars löptid från tre länder. Slutsatsen är att volatiliteten spridit sig från Mexico till Argentina men inte från

Mexico till Chile. Volatiliteten var under undersökningsperioden högre i Chile än i Argentina. Studien visar också att restriktioner på kapitalets rörlighet tenderar att öka räntevolatiliteten och att kluster av hög volatilitet ebbar ut långsammare än under fri kapitalrörlighet. Edwards (1998) specifika teoretiska modell för volatilitetsspridning är följande;

$$(5) \Delta r_t = \theta + \sum_{j=1}^p \phi_j x_{t-j} + \eta_t$$

$$(6) \sigma_t^2 = \varphi + \alpha \eta_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 + \sum_{j=1}^l \gamma_j y_{t-j}$$

där Δr är förändringen i den nominella räntan och x variabler som påverkar ränteförändringar. x kan innehålla laggade värden av Δr , deterministiska komponenter, såväl som andra nationella och internationella förklarande variabler. För att undersöka volatilitetsspridning från ett land till ett annat inkluderar Edwards en eller flera landsspecifika variabler i variansekvationen (6). Modellerna utökas med dummyvariabler och varieras med olika volatilitetsindikatorer för att identifiera volatilitetsspridning.

Edwards (1998) använder en GARCH(1,1)-modell i sin studie, vilket vi också kommer att göra. Ett krav utöver tidigare angivna restriktioner på α , β , se avsnitt 2.1, är att $\gamma \geq 0$ och $\gamma > 0$. Vi utvecklar ekvation (5) och (6) där vi för varje skattning inkluderar en indikator åt gången enligt;

$$(7) \Delta r_t = \omega + \phi_1 \Delta r_{t-1} + \phi_2 \text{tid} + \varepsilon_t$$

$$(8) \sigma_t^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 + \gamma \text{RUSSVOL}_t$$

$RUSSVOL_t$ är vår specifika volatilitetsindikator, γ i ekvation (6), vilken identifierar olika tänkbara orsaker som leder till att rysslandsspecifik volatilitet sprids till Baltikum. tid är en genererad tidstrend. Om $\gamma = 0$ så finns det ingen volatilitetsspridning från Ryssland till de baltiska staterna. Om $\gamma < 0$ och signifikant innebär det att när volatiliteten ökar i Ryssland, leder det till en minskning i Baltikum. Detta scenario är möjligt i modellskattningarna men tolkningen är teoretiskt svag, varför vi vid en sådan händelse koncentrerar oss på modeller som resulterar i att $\gamma \geq 0$.

3. Presentation av datamaterialet

Datamaterialet vi använder i studien består av ränteuppgifter från IMF Statistics, International Monetary Fund. Räntorna är annualiserade 60 dagars depositräntor med månadsobservationer. Detta är den bästa tillgängliga data som är identisk för samtliga länder. Sammanlagt 108 observationer finns tillgängliga från januari 1995 till januari 2004, vilket är en relativt liten mängd för en studie av vår omfattning. Detta riskerar leda till svårtolkade resultat där en ränta med något fler tidsobservationer hade varit önskvärt.

Depositmarknaden är en marknad för likviditet och innebär handel med lån. Investerare förbinder sig att låna eller placera en summa pengar under en bestämd tidsperiod. Centralbankens depositränta styrs indirekt av behovet av att öka eller minska likviditeten i betalningssystemet vilket är ett led i dess kontroll av prisstabiliteten. Om centralbanken t.ex. önskar strypa tillgången på likviditet höjs räntan för utlåning och sänks för inlåning. Centralbanker påverkar därmed indirekt marknadsräntor, se exempelvis Hässel *et al* (2001). Normala löptider på depositmarknaden är dagslån, veckolån, 30 dagars lån osv. upp till ett års löptid. Depositmarknaden är en del av penningmarknaden som är en internationell marknad för likviditet. För att denna marknad skall vara likvid förutsätts att berörda länder har fri konvertibilitet i valutan som kan växlas utan restriktioner. De baltiska staternas fasta växelkurser innebär att centralbankerna måste försvara dessa genom att påverka den korta räntan och intervensera på valutamarknaden. Det innebär också att ländernas inflation på lång sikt måste följa inflationen i det land vilken valutan är knuten till. Ränthetsteoremet gör att räntor länder emellan är sammankopplade via spot och terminsmarknad för valuta. Antagandet om arbitragefria marknader leder till att valutakurs och räntor automatiskt justeras vid kapitalströmmar över gränser då fri kapitalrörlighet råder.

Vi har valt att använda oss av den korta löptiden därför är att den är mera dynamisk och reagerar snabbare på fluktuationer i ekonomin än långa räntor. Detta på grund

av att aktörerna är beroende av korta räntor på lånemarknaden, se Habib (2002 s.10). Den korta räntan påverkas av såväl inhemska som utländska makroekonomiska nyheter, som monetära interventioner av centralbanker vilka ökar eller minskar likviditeten på penningmarknaden. Nedan presenteras deskriptiv statistik och figurer för datamaterialet.

Tabell 1. Deskriptiv statistik för ränteförändringar

Sample 1995:01 - 2004:01				
	ESTONIA	LATVIA	LITHUANIA	RUSSIA
Medelvärde	-0,075	-0,145	-0,174	-1,116
Median	-0,07	-0,055	-0,135	-0,05
Maximum	5,14	3,98	1,71	26,6
Minimum	-2,5	-7,14	-2,57	-35,1
Standardavvikelse	0,931	1,186	0,654	6,501
Skevhets	1,581	-1,419	-0,447	-1,991
Toppighet	12,197	14,223	5,087	16,074
Jarque-Bera test	425,643	603,075	23,201	840,470
Antal observationer	108	108	108	108

Ränteförändringen beräknas enligt $\Delta r = r_t - r_{t-1}$ för samtliga länder. Ett skattat medelvärde beräknas genom att dividera summan av observerade värden med antalet observationer i tidsserien, T , enligt;

$$(9) \hat{\mu} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_t \quad \text{Körner och Wahlgren (2000)}$$

Medianen är mittenobservationens variabelvärde när värdemängden är ordnad efter storleksordning och användbar för att utesluta extremvärden, s.k. uteliggare, vilka ger en felaktig bild av materialet. Den skattade standardavvikelsen är kvadratroten ur variansen som definieras som den kvadrerade differensen mellan tidsobservationerna och medelvärdet enligt;

$$(10) \hat{\sigma} = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (y_t - \hat{\mu})^2} \quad \text{Körner och Wahlgren (2000)}$$

och används för att identifiera en slumpvariabels fördelning kring medelvärdet. Skevhet är ett mått som anger asymmetri kring fördelningens medelvärde enligt;

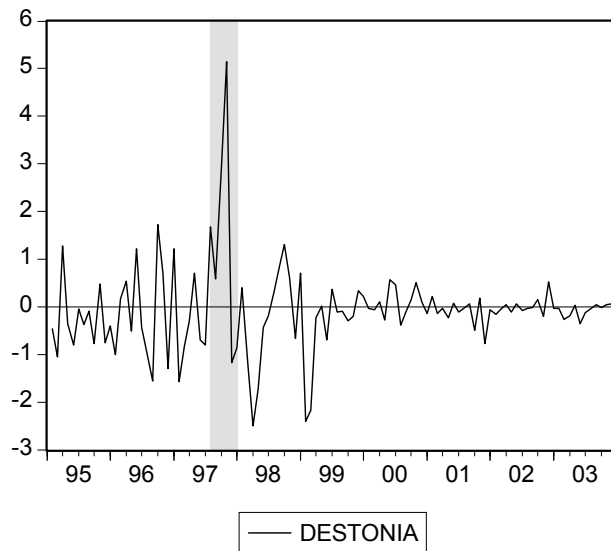
$$(11) S = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left(\frac{y_t - \hat{\mu}}{\hat{\sigma}} \right)^3 \quad \text{Hill et al (2001)}$$

Toppighet används för att undersöka hur fördelningen avviker från en normalfördelning m.a.p. hur toppig eller platt fördelningen är enligt;

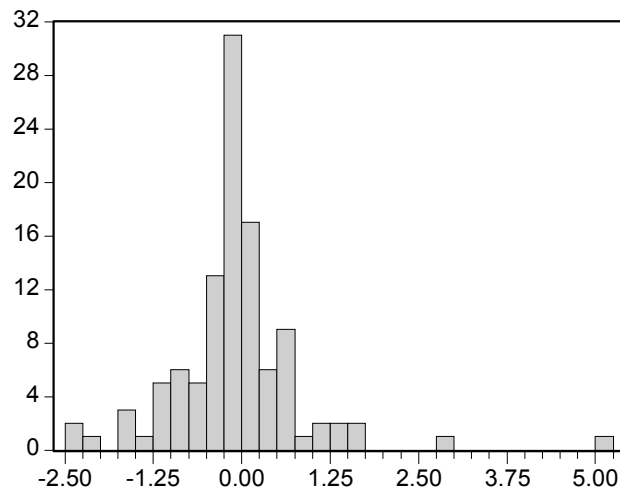
$$(12) K = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left(\frac{y_t - \hat{\mu}}{\hat{\sigma}} \right)^4 \quad \text{Hill et al (2001)}$$

Toppigheten är 3 för en normalfördelning. Jarque-Bera är ett test för om fördelningen följer en normalfördelning och samtliga länders räntor skiljs signifikant från denna.

Figur 1a. Tidsserie för DESTONIA

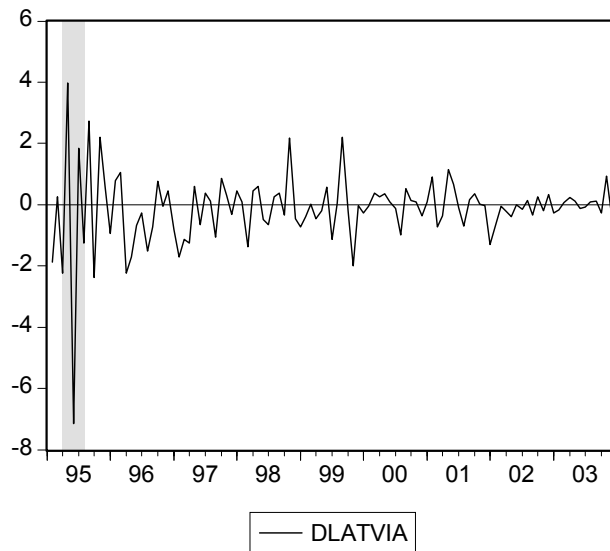


Figur 1b. Histogram för DESTONIA

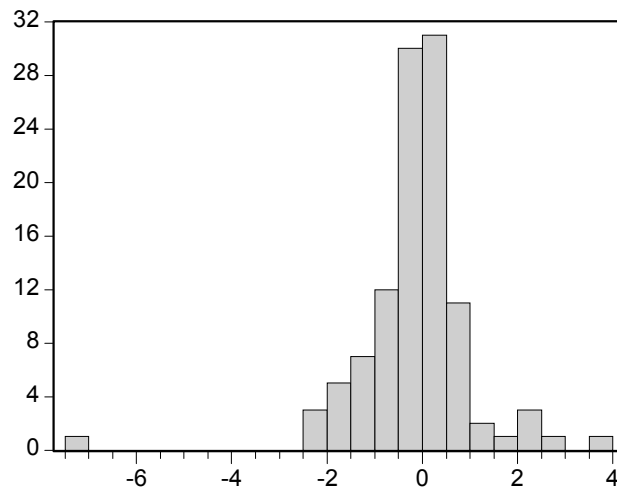


Estlands ränta har för den valda tidsperioden en positiv uteliggare som markant avviker från samplets medelvärde och noteras i Figur 1a som en spets. Observationen inträffade i november 1997 då räntan noterade sitt högsta värde under tidsperioden på 13,35 %. Bortsett från uteliggaren är samplet symmetrisk fördelat kring det långsiktiga medelvärdet noll. Volatiliteten för autokorrelerade tidsserier med finansiell data uppträder i kluster, se Alexander (2001 s.63), vilket kan utläsas ur tidsseriefigurerna.

Figur 2a. Tidsserie för DLATVIA

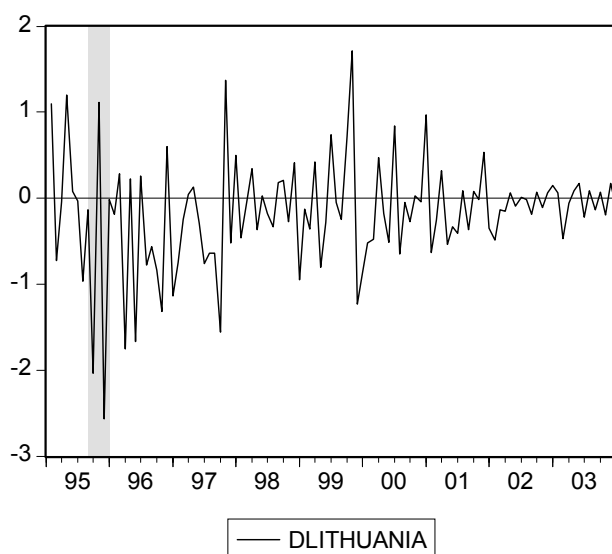


Figur 2b. Histogram för DLATVIA

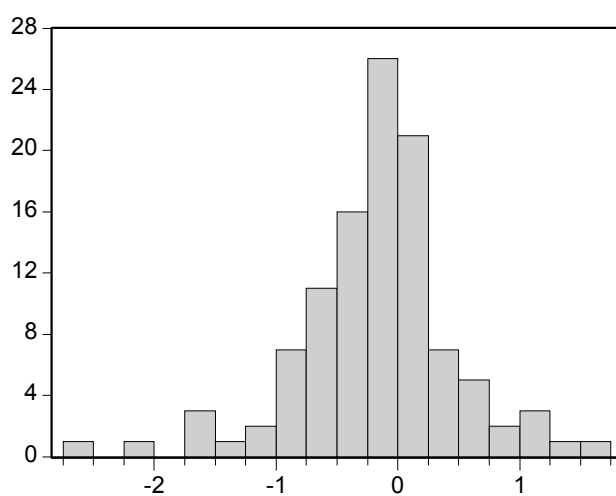


Lettland har för den valda tidsperioden en negativ uteliggare vilket observeras som en spets i Figur 2a. Under 1995 sjönk räntan kraftigt för att stabiliseras på en lägre nivå i början av 1997. Lettland har den högsta standardavvikelsen av de baltiska staterna. Samplet ter sig bortsett från uteliggaren symmetriskt. Det volatila klustret i början av tidsperioden är en konsekvens av den turbulens som rådde i landets valuta under början av 1990-talet.

Figur 3a. Tidsserie för DLITHUANIA

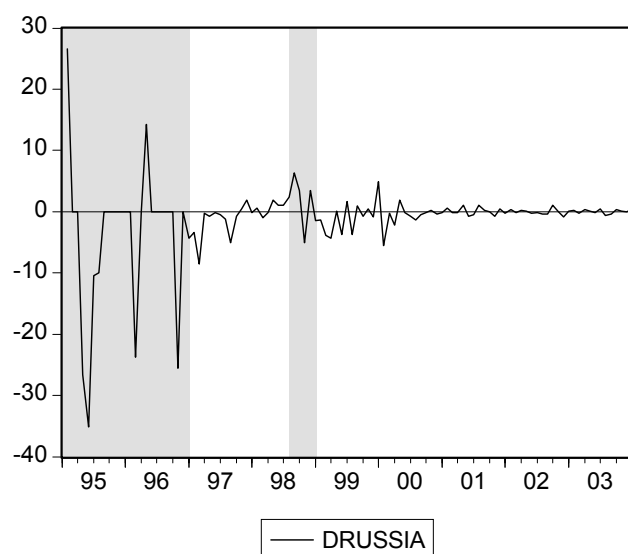


Figur 3b. Histogram för DLITHUANIA

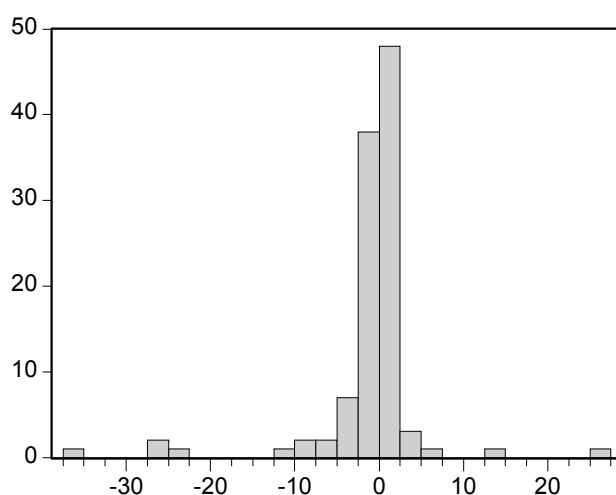


Litauen har negativa uteliggare i början av tidsperioden vilka observeras som två spetsar i Figur 3a. Uteliggarna orsakar delvis den negativa skevheten för samplet som är resultatet av kraftigt fallande ränta fram till 1997, då räntans sjunkande trend avtog för att stabilisera sig på en lägre nivå. Litauen har den lägsta standardavvikelsen och uteliggarnas värden är de lägsta bland länderna i studien.

Figur 4a. Tidsserie för DRUSSIA



Figur 4b. Histogram för DRUSSIA



Kvaliteten i samplet för Rysslands ränta bör betraktas med viss tvekan då den under perioden fram till 1997 vid tillfällena varit konstant. Därmed är ränteförändringarna noll, vilket inte verkar direkt troligt. Landets ränta befann sig på en mycket hög nivå i början av tidsperioden, varefter den gradvis föll och stabiliserades efter millennieskiftet på en lägre nivå. Den finansiella krisen under slutet av 1998 ses som ett kluster i Figur 4a. Vi har både positiva och negativa uteliggare, främst under perioden fram till 1997, vilka observeras som flera spetsar i figuren. Samplet ter sig symmetriskt därför att uteliggarna både är positiva och negativa.

4. Analys

4.1. Växelkursregimens betydelse

Växelkursregimer har en dokumenterad inverkan på volatilitetsspridning mellan länder, se exempelvis Edwards (2000). Som vi tidigare konstaterat har samtliga baltiska stater någon form av fast växelkursregim, se Giddy (1994 s.79) för utmärkt presentation av olika växelkurssystem. Fördelen med en fast växelkurs är att minskade spekulations- och devalveringsrisker leder till lägre och stabilare räntor än under flytande växelkursregimer. Detta leder till en lägre växelkursrisk och lägre riskpremier. Effekten är att länder med fasta växelkursregimer drabbas mildare av contagion, se Edwards (2000). Det mest extrema fallet av fast växelkursregim är ”currency-board” eller ”dollarization” och motsvarande ”euroization” vilken Estland använder.

Låga och stabila räntor i kombination med hög grad av förtroende och finansiell stabilitet resulterar i en miljö som gynnar långsiktig tillväxt. Den fasta växelkursen ställer högre krav på väl bedriven ekonomisk politik av staten. När en flytande växelkurs egenskaper att balansera konjunkturfluktuationer och absorbera chocker försvinner, krävs det av staten att en väl fungerande kontracyklisk politik bedrivs. Centralbanken styr den korta räntan och intervenerar på valutamarknaden. Genom dessa finanspolitiska och penningpolitiska instrument arbetar staten och centralbanken mot samma mål; en stabil tillväxt och prisstabilitet. Ytterligare krav ställs på de kommersiella bankerna att hålla en hög soliditet för att minska risken för bankkriser vilket kan undergräva systemet. Detta görs bl.a. via att förmå banker att hålla reserver av likvida medel och begränsa konvertibiliteten, se Edwards (2000). Reinhart och Calvo (2000) argumenterar för att räntevolatiliteten är högre hos länder med flytande växelkurs därför att länderna inte fullt litat på den internationella valutamarknadens stabiliserande mekanism, ett rådande förtroendeproblem. Prissättning på export- och

importvaror fluktuerar i takt med växelkursens rörelser vilket ses som en motverkande mekanism mot konjunktursvackor.

Fördelen med en flytande växelkurs är att landet har möjligheten att bedriva en oberoende penningpolitik och att växelkursen absorberar delar av chocker. Som vi tidigare nämnt är ränta och växelkurs sammankopplade enligt ränteparitetsteoremet. Detta betyder att chocker mot den ena variabeln absorberas genom justering i den andra. I en fast växelkursregim innebär det att externa chocker påverkar inhemsk ränta primärt, till skillnad från en regim med flytande växelkurs där externa chocker påverkar räntan sekundärt. Den flytande växelkursregimen har en större frihet att välja räntenivå då växelkursen justeras efter den valda nivån för att tillgodose pariteten, se t.ex. Habib (2002).

För att räntevolatiliteten skall vara lägre hos en fast växelkurs krävs att växelkursregimen har förtroende. Till skillnad från Estland har Lettland och Litauen inte anammat "currency-board" systemet utan istället "peggat" sina växelkurser mot Euro och andra stora valutor. Erfarenheten från Estland visar att landet lyckats skapa förtroende för sitt växelkurssystem vilket förtydligas av en kraftig tillväxttakt under det senaste decenniet. Anledningen till att Lettland och Litauen valt att avstå "currency-board" systemet kan delvis förklaras av att systemet är kostsamt. Länderna har dock i likhet med Estland visat en hög tillväxttakt vilken delvis förklaras av framgångsrik och förtroendeingivande växelkurspolitik.

På 1970-talet introducerade Milton Friedman ett begrepp kallat "peso-problemet". Under den aktuella tidpunkten var den mexikanska pesons växelkurs mot USD fast och Mexicos korta ränta betydligt högre än den amerikanska, vilket ledde till att investerare hade möjlighet att göra vinster utan risk. Enligt Friedman berodde skillnaderna i räntan på att marknaden förväntade sig att peson skulle devalveras. Mycket riktigt tilläts peson flyta mot dollarn 1976 då den deprecierades kraftigt. Generellt kan peso-problemet uppstå då sannolikheten för att en oförutsägbar händelse skall inträffa, betydligt riskerar att

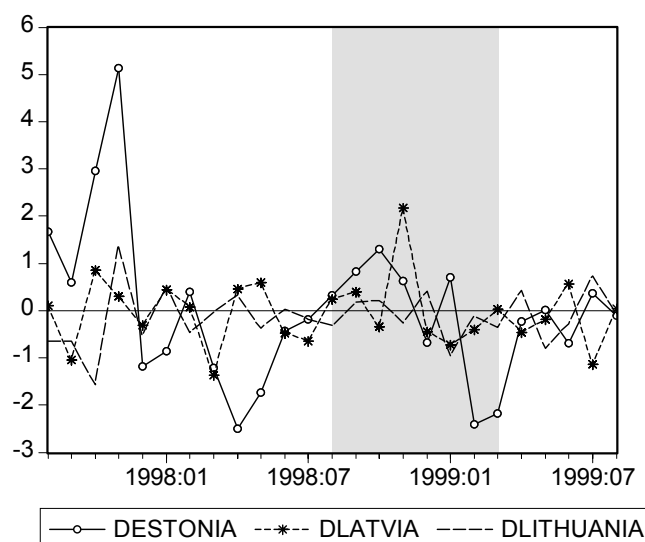
påverka tillgångars värde. Händelsen, exempelvis skift i växelkursregim, har karaktär av att vara svår eller omöjlig att förutse med given information, se t.ex. Sill (2000).

Våra studerade länder är unga och upplevde under början och mitten av 1990-talet perioder av turbulens. Detta gör det svårare för investerare att göra prediktioner av kommande ekonomisk utveckling vilket påverkar deras placeringsmönster. Litauens regeringskriser och Rysslands finansiella kris 1998 är exempel på oförutsägbara händelser som påverkat räntans mönster för tidpunkten. Att ländernas valutor under perioder tillåtit fluktuera inom ett definierat intervall minskar troligen effekten av problematiken.

4.2. Den ryska finanskrisen 1998

I augusti 1998 råkade den ryska finansmarknaden i turbulens som ett resultat av osund privatiseringspolitik och övervärderade tillgångar. Finansiella tillgångar till ett stort värde gick förlorade och Moskvabörsen sjönk kraftigt.

Figur 5. Ränteförändringar i Baltikum under den ryska finanskrisen



Det tog två år för räntan att återgå till nivån före krisens utbrott. Analysen inleds med att närmare studera hur de räntor vi senare kommer att använda förändrades under perioden för turbulensen. Detta är intressant som ett led i uppsatsen för att undersöka hur sammankopplade regionerna är.

Vid tidpunkten för krisen steg Estlands ränta för att sju månader senare återgå till samma nivå som före krisen. Lettlands ränta gjorde en stigning några månader efter utbrottet och återgick till tidigare nivå fem månader senare. Litauens ränta reagerade obetydligt. Volatiliteten i Estlands ränta steg vid tidpunkten för krisen. Beträffande Lettland och Litauen kan vi inte bestämma om en volatilitetsökning skedde. För hela Baltikum gäller att volatiliteten inte påverkades nämnvärt under Rysslands finansiella kris, vare sig på kort eller på lång sikt, och de baltiska staterna undgick större turbulens.

För Ryssland resulterade turbulensen i att räntan steg samtidigt som växelkursen försvagades kraftigt mot USD. Arbetslösheten steg och landet tvingades till besparingar och expansiv finanspolitik, se Central Bank of Russian Federation (2004). Den försämrade växelkursen ledde på sikt till ökad export och handel vilket troligen var en bidragande orsak till att landet relativt snabbt återhämtade sig.

4.3 Analys av volatilitetsspridning

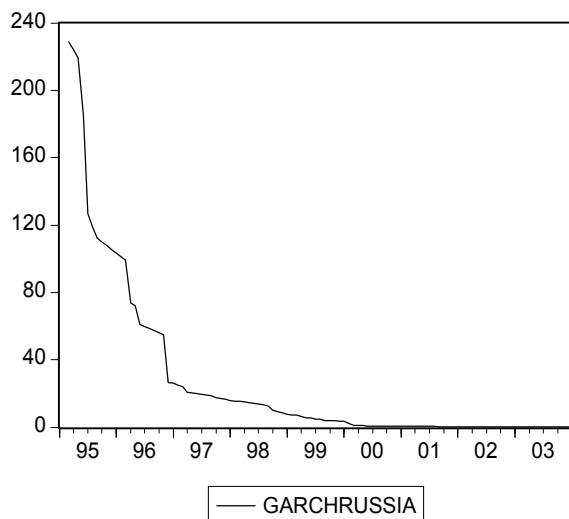
För att identifiera volatilitetsspridning från Ryssland till Baltikum använder vi oss av ekvation (8). Denna ekvation identifierar hur rysslandsspecifik volatilitet smittar av sig på de baltiska staterna. För att undersöka effekten av att använda olika volatilitetsfaktorer konstruerar vi fyra stycken volatilitetsindikatorer som följer direkt från Edwards (1998).

Indikator (1) är den skattade betingade variansen från en GARCH(1,1)-modell för förändringar i den ryska räntan (*Garchrussia*). Indikator (2) är en dummyvariabel med värdet 1 de månader som den ryska rubeln uppvisat depreciering mot USD och värdet 0

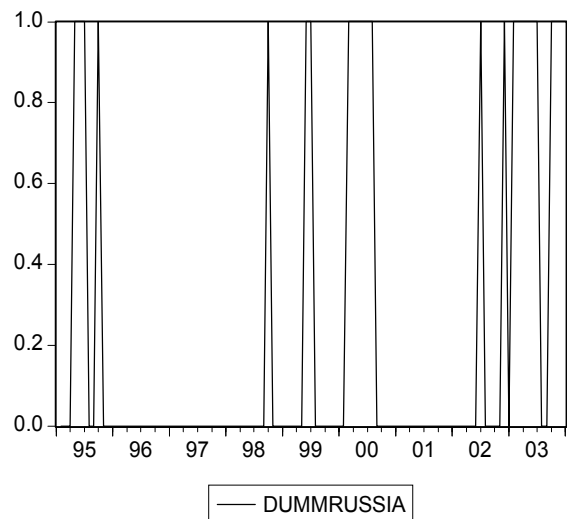
annars (*Dummrussia*). Indikator (3) är absolutvärdet av förändringar i månadsdata för den ryska räntan (*Absrussia*). Indikator (4) är den ryska rubelns procentuella förändring mot USD (*Dexrussia*).

Nedan presenteras grafer av de fyra indikatorerna. Indikator (1) illustrerar räntefallet tydligt i Figur 6. Indikator (2) och (4) är konstruerade för att fånga upp olika aspekter ur växelkursens inverkan, där indikator (2) visar ökad depreciering under den ryska krisen i Figur 7. Indikator (3) har ett något ojämnare mönster i början av undersökningsperioden då den ryska räntan befann sig på en mycket hög nivå för att senare kraftigt falla. Vid tidpunkten för krisen förekommer ett kluster med ökad volatilitet vilket syns i Figur 8. Indikator (4) har en hög topp vid tidpunkten för krisen då växelkursen försvagades kraftigt, uttryckt som rubel per USD, vilket syns i Figur 9.

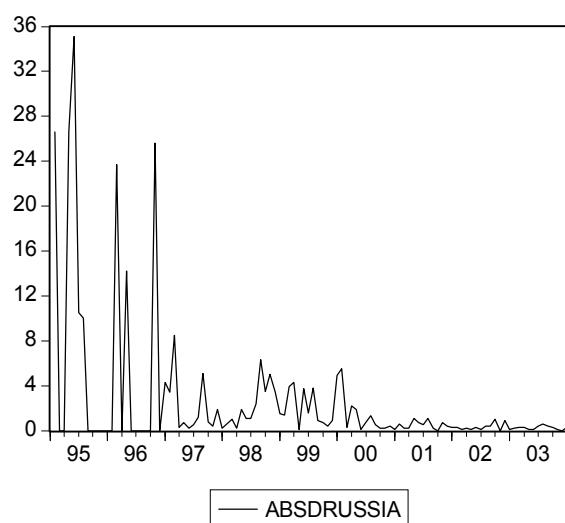
Figur 6. *Garchrussia*



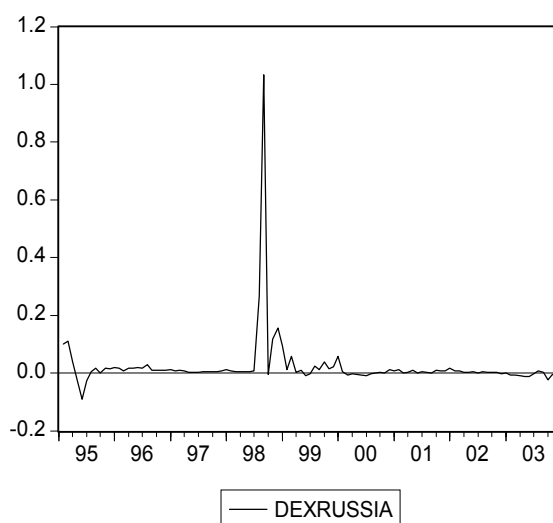
Figur 7. *Dummrussia*



Figur 8. Absrussia



Figur 9. Dexrussia



I de fall skattningar baserade på ekvation (8) ger orimliga resultat testar vi alternativa modellspecifikationer baserade på ekvation (6), i första hand en ARCH(1)-modell. Till följd av modellspecifikation förlorar vi två observationer i början av samplet vilket leder till att det ”effektiva” samplet består av 106 observationer. Anledningen är att ränteobservationen uppträder i medelvärdeskattningen en gång i differentierad form och en gång i differentierad form med en periods lag. I tabellerna nedan presenteras GARCH-skattningar för volatilitetsindikatorerna där nollhypotesen är att $\gamma = 0$ (ingen volatilitetsspridning). p-värdet är sannolikheten från ett t-test för respektive parameter. Vi använder Wald-test för att testa hypoteser om summan av koefficienterna α och β är ett och om de individuella koefficienterna är lika med noll. Skuggade kolumner innebär att skattningens resultat är teoretiskt acceptabelt.

Tabell 2. Räntevolatilitet i Estland

Skattad modell	EQ1		EQ2		EQ3		EQ4	
	(1,1)	(1)	(1,1)	(1)	(1,1)	(1)	(1,1)	(1)
ω	0,0134	0,0172	0,0119	0,0218	0,1919	0,0342	0,0134	0,0174
p-värde	(0,07)	(0,04)	(0,11)	(0,07)	(0,01)	(0,01)	(0,08)	(0,04)
α	1,2938	1,6208	1,0120	2,1353	0,5606	1,9172	1,2965	1,6435
p-värde	(0,00)	(3,8E-06)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(4,6E-07)	(0,00)	(3,5E-06)
β	0,1509	-	0,3123	-	0,2289	-	0,1540	-
p-värde	(0,11)	-	(0,00)	-	(0,09)	-	(0,11)	-
<i>Garchrussia</i>	0,0018	0,0060	-	-	-	-	-	-
p-värde	(0,48)	(0,11)	-	-	-	-	-	-
<i>Dummrussia</i>	-	-	-0,000	0,0564	-	-	-	-
p-värde	-	-	(0,99)	(0,07)	-	-	-	-
<i>Absrussia</i>	-	-	-	-	-0,001	0,0020	-	-
p-värde	-	-	-	-	(0,00)	(0,37)	-	-
<i>Dexrussia</i>	-	-	-	-	-	-	0,0016	0,0061
p-värde	-	-	-	-	-	-	(0,49)	(0,11)
Antal observationer	106	106	106	106	106	106	106	106
Wald-test: $\alpha + \beta = 1$	(0,12)	(0,08)	(0,12)	(0,01)	(0,12)	(0,02)	(0,16)	(0,00)
Wald-test: $\alpha = \beta = 0$	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)

För Estland kan vi för samtliga fall (se skuggade områden) utom ett inte förkasta nollhypotesen att $\gamma = 0$. EQ2 (1,1) skattningen har insignifikant negativt värde på γ varför vi använder ARCH(1)-modellen för indikator (2). EQ3 (1,1) skattningen har signifikant negativt värde på volatilitets indikatorn och ger därmed ett teoretiskt orimligt resultat. I fem av de åtta skattningarna kan vi inte förkasta nollhypotesen från Wald-testet att $\alpha + \beta = 1$. Även om I-GARCH här hade varit lämpligare följer vi Edwards (1998) i att fortsätta använda denna modell. Vi kan inte påvisa någon volatilitetsspridning från Ryssland till Estland.

Tabell 3. Räntevolatilitet i Lettland

Skattad modell	EQ1		EQ2		EQ3		EQ4	
	(1,1)	(1)	(1,1)	(1)	(1,1)	(1)	(1,1)	(1)
ω	0,3710	0,2751	0,0064	0,6369	0,0709	0,2696	0,0084	0,2994
p-värde	(0,00)	(7,9E-10)	(0,47)	(0,00)	(0,09)	(0,00)	(0,01)	(0,00)
α	-0,0694	-0,0790	-0,0759	0,5080	0,0618	0,1328	-0,0861	0,7196
p-värde	(0,02)	(0,05)	(0,00)	(0,00)	(0,38)	(0,30)	(0,00)	(0,00)
β	-0,5364	-	1,0145	-	0,5132	-	1,0199	-
p-värde	(0,13)	-	(0,00)	-	(0,02)	-	(0,00)	-
<i>Garchrussia</i>	0,0551	0,0365	-	-	-	-	-	-
p-värde	(0,00)	(1,6E-05)	-	-	-	-	-	-
<i>Dummrussia</i>	-	-	0,0055	-0,4582	-	-	-	-
p-värde	-	-	(0,81)	(0,00)	-	-	-	-
<i>Absrussia</i>	-	-	-	-	0,0199	0,0512	-	-
p-värde	-	-	-	-	(0,07)	(0,00)	-	-
<i>Dexrussia</i>	-	-	-	-	-	-	0,5471	9,9862
p-värde	-	-	-	-	-	-	(0,00)	(0,00)
Antal observationer	106	106	106	106	106	106	106	106
Wald-test $\alpha + \beta = 1$	(6,2E-06)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,02)	(7,9E-10)	(0,00)	(0,00)
Wald-test $\alpha = \beta = 0$	(7,5E-02)	(0,05)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(3,0E-01)	(0,00)	(0,00)

För Lettland har vi svårt att finna en fungerande modell, d.v.s. en modell med teoretiskt konsistenta parameterestimater. Det är bara en skattning, EQ3 (1,1) som ger tolkningsbara resultat och påvisar att det inte förekommer någon spridning av volatilitet från Ryssland till Lettland. EQ4 (1) skattningen påvisar motsatsen, att volatilitetsspridning förekommer. Resultatet förändras till det motsatta om vi kortar tidsperioden något. Vi har svårt att finna ett enhetligt resultat men skattningarna tyder på att ingen volatilitetsspridning förekommer, och vi kan därmed inte förkasta nollhypotesen att $\gamma = 0$.

Tabell 4. Räntevolatilitet i Litauen

Skattad modell	EQ1		EQ2		EQ3		EQ4	
	(1,1)	(1)	(1,1)	(1)	(1,1)	(1)	(1,1)	(1)
ω	-0,0021	0,0900	0,0259	0,1722	-0,0025	0,1520	0,0007	0,2017
p-värde	(0,21)	(4,2E-07)	(0,09)	(0,00)	(0,24)	(0,00)	(0,82)	(0,00)
α	-0,0195	0,4185	0,2534	0,4981	-0,0290	0,4068	0,2243	0,5245
p-värde	(0,03)	(0,00)	(0,00)	(0,01)	(0,07)	(0,00)	(0,00)	(0,02)
β	0,9915	-	0,7150	-	1,0056	-	0,7686	-
p-värde	(0,00)	-	(0,00)	-	(0,00)	-	(0,00)	-
<i>Garchrussia</i>	0,0002	0,0076	-	-	-	-	-	-
p-värde	(0,02)	(0,03)	-	-	-	-	-	-
<i>Dummrussia</i>	-	-	0,0352	0,1408	-	-	-	-
p-värde	-	-	(0,04)	(0,09)	-	-	-	-
<i>Absrussia</i>	-	-	-	-	0,0002	0,0056	-	-
p-värde	-	-	-	-	(0,36)	(0,12)	-	-
<i>Dexrussia</i>	-	-	-	-	-	-	0,3852	-0,0142
p-värde	-	-	-	-	-	-	(0,33)	(0,99)
Antal observationer	106	106	106	106	106	106	106	106
Wald-test $\alpha + \beta = 1$	(0,00)	(8,6E-05)	(0,53)	(0,01)	(0,00)	(0,00)	(0,89)	(0,03)
Wald-test $\alpha = \beta = 0$	(0,00)	(4,0E-03)	(0,00)	(0,01)	(0,00)	(0,01)	(0,00)	(0,02)

För Litauen får vi likt Lettland motstridiga resultat. De tre skuggade skattningarna påvisar att volatilitetsspridning inte förekommer från Ryssland till Litauen. Vi får motsatt resultat ur EQ1 (1) och EQ2 (1,1) skattningarna där volatilitetsspridning förekommer. Dessa skattningars resultat ligger mycket nära insignifikans. För att analysera skattningarnas känslighet testar vi hur resultaten förändras när vi ändrar tidsperiod. I samtliga åtta skattningar ökar våra belägg för ingen volatilitetsspridning. Detta tyder likt Lettland på att datamaterialet är mycket känsligt för modellspecifikation och val av tidsperiod. Vi har trots motstridiga resultat en majoritet av de signifikanta skattningarna som tyder på att ingen volatilitetsspridning förekommer och kan därmed inte förkasta nollhypotesen att $\gamma = 0$.

4.3.1. Sammanfattande diskussion

För Estland är resultatet entydigt trots den knappa mängd data som finns tillgänglig. För Lettland och Litauen är resultaten däremot svaga och motstridiga, även om båda tyder på samma resultat. Därför är en institutionell förklaring på sin plats. Tidsobservationerna inleds i januari 1995 då samtliga Baltiska stater fått kontroll över inflation och implementerat den växelkursregim som kommer att bestå under den närmaste tiden för studien. Estlands starka och entydiga resultat kan tänkas hänga samman med att landet är det rikaste av baltstaterna. Estland har under hela tidsperioden för undersökningen bedrivit en framgångsrik växelkurspolitik och haft en fast kurs inom ramen för ”currency-board” systemet. Växelkursen har tillåtits fluktuera inom ett referensintervall och behållit en stabil kurs mot USD. Lettlands växelkurs har under tidsperioden varit knuten mot en valutakorg bestående av flera internationella valutor. Troligen påverkas valutorna i valutakorgen på lång sikt i samma riktning, men på kort sikt är ett rimligt antagande att valutorna fluktuerar i olika riktningar. Landet har på så vis diversifierat sig mot valutachocker samtidigt som det påverkas av flera länders volatilitet i växelkursen. Litauens ”peggade” växelkurs mot USD har varit fullständigt fast fram till januari 2001, då valutan tilläts fluktuera inom ett referensintervall. Ett år senare övergick man till en ”peggad” kurs mot Euro. Att landet de senaste åren upplevt en volatil växelkurs påverkar resultaten av allt att döma ringa eftersom majoriteten av tidsperioden bestått av en fullständigt fast växelkurs. Ryssland har efter sin turbulenta period 1998 upplevt en försvagning av växelkursen samtidigt som räntan stabiliserats. Skiftet i växelkursens nivå och det kraftiga räntefallet påverkar sannolikt volatilitetsindikatorerna eftersom dessa direkt fångar upp volatilitet i nämnda parametrar. Vårt datamaterial innehåller två perioder av turbulens, den ryska räntans återhämtning till en stabil låg nivå och försvagningen av växelkursen till en högt deprecierad nivå. Dessa perioder är sannolikt ett skäl till varför våra resultat blir känsliga och motstridiga.

5. Slutsatser

Denna uppsats undersökte inverkan av externa faktorer på räntevolatilitet i Baltikum, specifikt om volatilitet sprids från Ryssland till de baltiska staterna. Analysen under perioden från januari 1995 till januari 2004 visar att det inte förekommer någon volatilitetsspridning i den korta röntan från Ryssland till Baltikum. Våra resultat är känsliga för modellspecifikation och val av tidsperiod. När vi ändrar tidsperiod förändras resultaten, varför våra resultat gäller givet de data och tidsperiod vi valt. Växelkursregimen spelar troligen en motverkande roll för volatilitetsspridning hos våra länder eftersom de baltiska staterna har någon form av fast växelkursregim. Den ryska finanskrisen 1998 hade endast en kortsiktig effekt på de baltiska räntornas nivå och hos volatiliteten kan vi inte identifiera någon nivåförändring. Estland visar de mest entydiga resultaten. Lettland och Litauen uppvisar svaga och motstridiga resultat varför vi drar slutsatsen att dessa är mera känsliga för volatilitetsspridning från Ryssland än vad Estland är.

Våra resultat har betydelse för investerare, placerare, prognosmakare m.fl. därför att Baltikum, trots betydande handel, inte har en så nära finansiell länk till sin forna unionspartner som vi i inledningen av uppsatsen antydde. Vi tror att EU medlemskapet kommer att innebära att Baltikum ökar sin handelsandel med EU och EMU länderna. Detta frigör regionen mera från kopplingen till Ryssland.

6. Referenser

Alexander, C., "*Market Models, A Guide to Financial Data Analysis*," John Wiley & Sons, LTD 2001.

Allen, F. and Gale, D., "*Financial Contagion*", *The Journal of Political Economy*, Vol. 108, No. 1, Feb. 2000, side 1-33.

Borensztein, E., Zettelmeyer J. and Philippon T., "*Monetary Independence in Emerging Markets: Does the Exchange Rate Regime Make a Difference?*" IMF Working Paper 1, International Monetary Fund, Washington DC (January 2001).

Central Bank of Russian Federation, <http://www.cbr.ru>, 2004.

Christiansen, C., "*Volatility-Spillover Effects in European Bond Markets*," Aarhus School of Business (2003).

Dombrovsky, V. and Mikelsons, J., "*Fiscal Comparison of Baltic States*" University of Latvia, Euro Faculty, Riga 1998.

Edwards, S., "*Financial Integration and Exchange Rate Policy: Lessons from Recent Crises*," UCLA and NBER, May 2000.

Edwards, S., "Interest Rate Volatility, Contagion and Convergence: an empirical investigation of the case of Argentina, Chile and Mexico", *Journal of Applied Economics*, Vol. I, No. 1 (Nov 1998), s. 55-86.

Edwards, S. and Susmel, R., "Interest Rate Volatility in Emerging Markets," *The Review of Economics and Statistics*, May 2003, 85(2): 328-348.

Eesti Pank, Bank of Estonia, <http://www.eestipank.info>, 2004.

Enders, Walter "Applied Econometric Time Series," John Wiley & Sons, Inc. 1995.

Enders, Walter "Rats Handbook for Econometric Time Series," John Wiley & Sons Inc. 1996.

Frankel, J., Schmuckler S. and Servén L., "Global Transmission of Interest Rates: Monetary Independence and Currency Regime," WB Policy Research Working Paper 2424, The World Bank, Washington DC (August 2000).

Giddy, Ian H., "Global Financial Markets," D. C. Heath and Company, Lexington MA, 1994.

Gregory Koutmos, "Modeling Short-Term Interest Rate Volatility: Information Shocks versus Interest Rate Levels," *The Journal of Fixed Income*, March 2000, Vol 9, page 19-27.

Habib, M. M., "Financial contagion, interest rates and the role of the exchange rates as shock absorber in Central and Eastern Europe," Bank of Finland Institute for Economies in Transition, BOFIT Discussion Paper no. 7, 2002.

Hamilton, James D., and Susmel, R., "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity and Changes in Regime," *Journal of Econometrics* 64 (1994), 307-333.

Hamilton, James D., "Time Series Analysis," Princeton University Press, 1994.

Hill, Griffiths och Judge, "Undergraduate Econometrics," andra upplagan Wiley & Sons Inc, 2001.

Hässel, Norrman, och Andersson, "De finansiella marknaderna i ett internationellt perspektiv", SNS Förlag, 3:e upplagan, 2001.

IMF statistikdatabas, <http://imfstatistics.org>, 2004.

Körner och Wahlgren "Statistisk dataanalys" Tredje upplagan, Studentlitteratur, 2000.

Latvijas Banka, Bank of Latvia, <http://www.bank.lv>, 2004.

Lietuvos Bankas, Bank of Lithuania, <http://www.lb.lt>, 2004.

Niizeki, K. M., "A comparison of short-term interest rate models: empirical tests of interest rate volatility," Faculty of Economics, Doshisha University, Kyoto 602 Japan, *Applied Financial Economics*, 1998, no. 8, sida 505-512.

OECD, <http://www.sourceoecd.org>, 2004.

Reinhart, C., "Fear to Float," *American Economic Review* (May 2000), 65-70.

Rigobon, R., “*Contagion: How to Measure It?*” NBER Working Paper nr 8118, February 2001.

Sill, K., “*Understanding Asset Values: Stock Prices, Exchange Rates, And the Peso Problem,*” Federal Reserve Bank of Philadelphia Business Review, September/October, 2000.

Stiglitz, J., “*Bleak Growth Prospects for the Developing World,*” International Herald Tribune (April 10-11, 1996).

Suk-Joong Kim and Jeffery Sheen., “*International linkages and macroeconomic news effects on interest rate volatility – Australia and the US*”, *Pacific-Basin Finance Journal* 8, 2000 85-113.

Wooldridge, Jeffery M., “*Introductory Econometrics, A Modern Approach,*” andra upplagan, Thomson South-Western, 2002.