



LUNDS UNIVERSITET
Ekonomihögskolan

Skogsmarknaden i Sverige 1995 till 2012

Nationalekonomiska Institutionen

Kandidatuppsats HT2013

Handledare: Fredrik NG Andersson

En analys av prisutvecklingen

Simon Wahlström



Sammanfattning

Skogen och skogsindustrin är en stor och viktig del av Sveriges ekonomi. 214 miljarder kronor var förädlingsvärdet för skogsindustrin i Sverige 2011. Av all produktiv skog i Sverige ägs 50 % av ungefär 328.000 privatpersoner och ytterligare 25 % av privatägda företag. Skogen har därför en viktig del både i landets och privatpersoners ekonomi.

Mellan 1995 och 2010 steg priset på den svenska skogsmarknaden med 100 % i reala termer. Från och med 2010 har priserna på skog sjunkit och räknat mellan 1995 och 2012 har priserna stigit med 93 % i reala termer. Samtidigt har priserna på de två största skogsråvarorna sågtimmer och massaved sjunkit med 6,5 % respektive 15 % i reala termer mellan 1995 och 2012. Var det en bubbla som sprack 2010 när priserna på skog började sjunka samt råder det en bubbla i dagsläget på skogsmarknaden?

Genom uppsatsen diskuteras detta faktum och analyseras bland annat med en paneldatamodell över skogspriserna i Sverige mellan 1995 och 2012. Skogspriserna modelleras i uppsatsen mot räntan, avkastningen från skogen, börsutvecklingen och inkomsten i form av BNP. Modelleringen består av en regressionsanalys där även feltermerna studeras i syfte att studera regionala skillnader. Utöver regressionen tillkommer tester för icke-stationäritet och kointegration då icke-stationäritet är ett villkor för att kunna testa för kointegration. Kointegrationstestet sker i två steg i syfte att försöka kartlägga dels om skogsmarknaden är överhettad i dagsläget och dels för att testa huruvida det var en bubbla som sprack 2010 när skogspriserna började sjunka eller inte.

Resultatet från kointegrationstesten blir tvetydliga. Kaos ADF-test hittar ett kointegrationssamband för tidsperioden 1995 till 2010 samt för perioden 1995 till 2012. Däremot med Pedronis test hittar 13 av 14 testspecifikationer inget kointegrationssamband för någon av de två modellerade tidsperioderna. Då forskning visat att Kao ADF är det starkaste testet för paneler med få observationer väger resultatet tillräckligt starkt för att dra slutsatsen att det inte var en bubbla som sprack 2010 och att det år 2012 inte rådde någon bubbla på skogsmarknaden. Uppsatsen avslutas med att resultatet diskuteras.

Innehållsförteckning

1. Inledning	3
2. Teori - Vad är en tillgångsbubbla?	5
2.1. Vad blir effekten av en sprucken bubbla?	5
2.2. Hur kontrollera om det existerar en tillgångsbubbla?	6
3. Empirisk analys	7
3.1. Ekonometrisk modell	7
3.2. Data	8
3.3. Analys av data	12
3.3.1. Test efter enhetsrot	12
3.3.2. Test för kointegration	15
3.3.3. Regressionsanalys	18
3.3.4. Regionala avvikelser - region för region	20
4. Avslutning	23
5. Referenser	25
6. Bilaga 1	28

1. Inledning

Det totala produktionsvärdet för skogsindustrin var 214 miljarder kronor under 2011. Av detta exporterades skogsprodukter till ett värde av 128 miljarder kronor. Det motsvarar 10,5 % av Sveriges totala export. Då importen av skogsråvaror år 2012 var 16,5 miljarder kronor bidrar skogsindustrin till en stor och viktig del av Sveriges positiva handelsbalans. I Sverige finns 0,7 % av världens totala skogsarealer men Sverige är ändå världens näst största exportör av skogsråvaror. Sverige har mellan 5 % och 12 % av världens totala export beroende på vilken vara från skogsindustrin som avses (Svensén, 2013). Utvecklingen på skogsmarknaden i Sverige är därför viktig även internationellt. Jämfört med 2010 beräknas efterfrågan på skogsråvara globalt vara 20 % högre år 2030 (Andersson, 2012).

Många företag, institutioner och privatpersoner har stora värden sparade och investerade i skogen. Hälften av all produktiv skogsmark i Sverige ägdes år 2011 av ungefär 328.000 enskilda skogsägare. Därtill ägdes en fjärdedel av den produktiva skogsmarken av privata aktiebolag. Resterande 25 % ägdes av statsägda aktiebolag, staten, övriga privata ägare såsom stiftelser och Svenska Kyrkan samt av övriga allmänna ägare (Skogsstatistisk årsbok 2013, sid 23). Någon exakt värdering av skogens faktiska värde finns inte. Däremot beräknas taxeringsvärdet på Sveriges skog år 2014 vara mellan 650 och 700 miljarder kronor (Stora Enso, 2013)

Mellan 1995 och 2010 hade priserna på skog i reala termer stigit med i genomsnitt 100 %, men sedan 2010 har skogspriserna fallit tillbaka något. Räknat från 1995 till 2012 har priserna på skogsmark i Sverige stigit med i genomsnitt 93 % i reala termer. Samtidigt som priserna på skog steg under perioden sjönk priserna på de två största skogsråvarorna, sågtimmer och massaved. Priset på sågtimmer sjönk i reala termer med 6,5 % och priset på massaved med 15 %. Av de tre stora skogsråvarorna är det bara priset på skogsrester som går till energiproduktion som stigit och då med 65 % i reala termer. Var det en bubbla som sprack 2010 när skogspriserna började sjunka och hur ser det ut i dagsläget, är skogspriserna korrekta eller råder det en bubbla på skogsmarknaden?

Bostadsmarknaden både i Sverige och internationellt har de senaste decennierna upplevt flera bubbler med tillhörande fastighetskrascher som i sin tur resulterat i nedgångar i ekonomin och recessioner. Det senaste exemplet är finanskrisen i USA som bröt ut 2007 efter att bostadsmarknaden kraschat till följd av en sprucken bubbla (Holt, 2009). Det totala taxeringsvärdet i Sverige för alla småhus och flerbostadsenheter tillsammans var år 2013 5549 miljarder kronor (SCB, 2013). På grund av det betydligt högre taxeringsvärdet samt att alla behöver en bostad men att långtifrån alla är skogsägare, så bör en krasch på den svenska bostadsmarknaden ha en större effekt

på ekonomin än vad en krasch på skogsmarknaden har. Det är därför naturligt att det pratas mycket om bostadsmarknaden i samhället i allmänhet. Däremot är skogen en mycket viktig del av Sveriges ekonomi och många privatpersoners sparande och förmögenheter finns i skog. Därför spelar utvecklingen på skogsmarknaden också en stor roll för samhället och en bubbla på skogsmarknaden riskerar att få konsekvenser för Sveriges ekonomi.

Internationellt skiljer sig skogsmarknaderna åt men att jämföra skogspriser mellan länder är svårt då lagar och regleringar för skogsägande och skogstransaktioner skiljer sig åt. Dessutom är det skillnad på typen av skog som växer i olika länder och många länder för inte någon statistik över skogspriserna (Andersson, 2012). Den data som finns tillgänglig för länder där privatpersoner får äga skog visar att internationellt har priset på skog haft varierad utveckling i förhållande till Sverige. I USA har NCREIF Timberland Index som är ett index över prisutvecklingen på skog i USA som köpts i investeringssyfte stigit med 127 % mellan 1995 och 2012 i reala termer. Till skillnad från Sverige toppade indexet redan 2008 och har mellan 2008 och 2012 fallit med 2,5 % (NCREIF Timberland Returns, 2014). I Storbritannien har priset på skog mångdubblats sedan 1995 och priserna har inte fallit något enskilt år sedan 1992 då mätningarna började (IPD, 2013). I Finland kostade skogen lika mycket som i Sverige år 2000, men sedan dess har priserna ökat mer i Sverige än i Finland (Andersson, 2013).

I Danmark kostade skogen mer än dubbelt så mycket som i Sverige år 2010, medan skogen i Norge inte ens kostade hälften av vad den kostar i Sverige. De stora skillnaderna mellan Norge och Danmark beror på att i Norge är skogsägande hårt reglerad vilket håller ner priserna, medan det i Danmark finns väldigt lite skog per invånare vilket håller uppe priset. I Danmark finns det nästan ingen korrelation alls mellan priset på skog och priset på skogsråvara (Andersson, 2013). I Lettland där svenska intressenter beräknas äga 4 % av all produktiv skogsmark (Petersson och Åkesson, 2013, sid 3) har priset på skog beroende på skogstyp, storlek och område sjunkit med mellan 30 % och 50 % sedan 2008 (Skogssällskapet, 2013). Priserna på skog i Lettland har nu börjat vända upp igen, men det är fortfarande långt kvar till nivåerna som rådde innan finanskrisen slog till (Zetterström, 2013).

Som presenterats ovan är skillnaden mellan skogspriserna i olika länder stor beroende på flera orsaker och det går därför inte att dra någon tydlig slutsats om Sveriges skogspriser eller eventuell bubbla utifrån skogspriserna i andra länder. Sveriges skogsmarknad måste därför testas och modelleras mot de faktorer som kan tänkas påverka priset på skogen här i Sverige, inte mot skogspriser i andra länder.

2. Teori - Vad är en tillgångsbubbla?

En tillgångsbubbla är en överdriven felprissättning av en tillgång. En bubbla kan anses råda om en tillgång värderas över sitt fundamentala värde över en längre tidsperiod. Enligt modern teori ska skillnaderna på fungerande marknad mellan de faktiska betalade priserna och de fundamentala priserna vara inga eller mycket små. Därför är en bubbla driven av ett irrationellt beteende där andra saker än det fundamentala värdet spelar in vid värderingen. Ett exempel på ett sådant irrationellt beteende kan till exempel vara en investerare som köper en tillgång som värderas över sitt fundamentala värde redan vid köpet men där investeraren spekulerar i att priset kommer att stiga ännu mer framöver och därför köper tillgången ändå (Evanoff, Kaufman och Malliaris, 2012).

En annan faktor som skapar bubblor är när investerare gör vinster vilket driver in ofta mindre insatta och kunniga investerare på marknaden vilka också vill ha en del av vinsterna. Detta i sin tur trycker upp priserna över de fundamentala värdena. När bubblan sedan spricker säljer de mindre insatta investerarna tillgångarna utan att studera de fundamentala värdena vilket gör att nedgången blir större än vad den annars hade blivit (Lansing, 2007).

2.1 Vad blir effekten av en sprucken bubbla?

Genom historien har flera bubblor existerat och sedan spruckit. Uttrycket bubbla myntades i England på 1700-talet efter att aktiekursen i South Sea Company rusat vilket ökade intresset från allmänheten att köpa aktier även i andra företag. Detta ledde till att flera andra företag också fick ökade aktiekurser utan att köparna egentligen visste vad det var för företag de köpte aktier i. När företagen visade sig ha betydligt lägre fundamentala värden än vad investerarna trott rasade kurserna vilket drabbade både investerarna och företagen hårt (Lansing, 2007).

Ett annat exempel är börskraschen i USA 1929. Börskurserna steg långt över de fundamentala värdena då fler och fler personer ville in på marknaden för att ta del av vinsterna som det pratades om överallt i samhället. Efter raset tog det 25 år innan börskurserna var tillbaka på samma nivå som de varit 1929. Ett tredje exempel är den japanska börsen på 1980-talet. Stora uppgångar i över ett decennium ledde till att japanska aktier handlades till 60 gånger årsvinsten vilket kan jämföras med USA där motsvarande siffra samtidigt var 15 eller England där den siffran var 12 gånger årsvinsten. Samtidigt som aktiekurserna i Japan steg byggdes en fastighetsbubbla upp. 1990 var marknadsvärdet på fastigheterna i Tokyo högre än för alla fastigheter tillsammans i hela USA. När marknaden insåg att det var en bubbla som rådde kraschade både börsen och fastighetsmarknaden med en lång recession i Japan som följd. Denna recession varade in på 2000-talet (Malkiel, 2010).

År 2000 sprack IT-bubblan vilket var en bubbla där IT-relaterade aktier hade drivits upp långt över de fundamentala värdena. Företag som till stor del inte visade några vinster alls värderades enbart på förhoppningar om vinster i framtiden. När marknaden väl insåg att det var en bubbla som rådde sjönk aktiekurserna för IT-bolagen med i genomsnitt 70 % sedan toppnoteringarna (Hong, Scheinkman och Xiong, 2006). Det senaste exemplet på en tillgångsbubbla är finanskrisen i USA som nämndes i inledningen.

Problemet med bubblor är att de leder till felallokeringar i ekonomin. Till exempel att en större andel av kapitalet än nödvändigt måste investeras i en tillgång, vilket i sin tur ger mindre resurser till andra investeringar. Dessa felallokeringar ofta i form av överinvesteringar leder i sin tur till att både privatpersoner och företag betalar för mycket för en vara eller en investering. När bubblan sedan spricker på grund av att marknaden nu upptäckt denna överspekulation och korrigerar den, kan inte dessa privatpersoner eller företag sälja sin investering till samma pris som de köpte den för, vilket leder till ekonomiska förluster. Blir dessa ekonomiska förluster tillräckligt stora skadar de ekonomin vilket leder till bland annat recession och stigande arbetslöshet (Dreger och Kholodilin, 2013)

2.2 Hur kontrollera om det existerar en tillgångsbubbla?

Enligt Breitung och Kruse (2013) finns det olika sätt att kontrollera om bubblor existerar eller inte. Den ena metoden är att studera om priset på en tillgång kan anses följa "a random walk" eller inte. Finns det misstanke om att en bubbla råder så utförs Dicky-Fuller test som syftar till att se om priset strukturellt avviker vid en viss punkt. I sådana fall är denna punkt att anses som början till bubblan. Som investerare kan det dock fortfarande vara ekonomiskt rationellt att investera i ett sådant läge. Däremot när testvärdena börjar gå tillbaka till de kritiska värdena så anses bubblan spricka och då är det läge att göra sig av med tillgången eftersom att priset då sjunker. Problemet med att testa utifrån "a random walk" är att det kräver stora mängder data samt har en automatisk tidsförskjutning. Det vill säga att det tar ett tag innan en bubbla kan upptäckas efter att den skapats. Efter granskande av när bostadsmarknaden i USA kraschade 2007-2009 i samband med finanskrisen visade det sig att det tog ungefär fem månader efter att bubblan sprack innan testen med "a random walk" visade att det rådde en bubbla.

Det andra alternativet för att kontrollera och modellera för att finna bubblor är att testa om priset på tillgången motsvaras av det fundamentala värdet (Breitung och Kruse, 2013). Det är denna typ av modellering som kommer att utföras i denna uppsats där priset på tillgången (i det här fallet skogen) kontrolleras mot ett antal fundamentala faktorer som på ett eller annat sätt påverkar det fundamentala värdet. Detta sker med hjälp av en ekonometrisk paneldatamodell av jämviktstyp.

3. Empirisk analys

3.1. Ekonometrisk modell

Följande ekonometriska paneldatamodell används i uppsatsen för modelleringen:

$$skog_{it} = c_{it} + \beta_0 + \beta_1 * bnp_t + \beta_2 * timmer_{it} + \beta_3 * bränsle_t + \beta_4 * r_t + \beta_5 * omx_t + e_{it}$$

En liknande modell men med andra variabler har använts i tidigare forskning för att värdera och beräkna efterfrågan på olika tillgångar (Apergis och Payne, 2009; Tsai och Chiang, 2013; Filardo, 2001). Modellen är en one-way error component model. Denna modell används då den ger utrymme för så kallad ej observerad heterogenitet i datan (Baltagi, Matyas och Sevestre, datum saknas). Med ej observerad heterogenitet menas i denna uppsats regionala skillnader som det inte finns mätdata på i variablerna som ingår i modelleringen. Så länge dessa skillnader inte varierar över tid i regionen inkluderas de i one-way error component modellen. Exempel på dessa skillnader skulle kunna vara att boniteten, det vill säga hur mycket skogen växer, är högre i en region än i en annan.

$skog_{it}$ är logaritmerade skogspriser i pris per kubikmeter skog för de tio olika regionerna som LRF Konsult väljer att dela upp Sverige i. Priserna på skog kommer att testas mot ett antal fundamentala faktorer som på ett eller annat sätt bedöms styra priset på skog. De fundamentala faktorerna som ingår i modellen är β_0 som är interceptet, c_{it} är en regionsspecifik konstant som möjliggör för ej observerad heterogenitet, bnp_t är Sveriges BNP som logaritmerats, $timmer_{it}$ är det logaritmerade priset på sågtimmer uppdelat i tre regioner, $bränsle_t$ är det logaritmerade priset på skogsbränsle, r_t är Riksbankens REPO-ränta, omx_t är borsindexet OMXS30 som logaritmerats och e_{it} är feltermen.

Skogsprisregionerna är inte uppdelade efter länsgränser utan efter bonitet som är ett mått på hur mycket skogen växer i procent årligen. Dessutom har hänsyn tagits till prisnivå där geografiska områden med liknande prisnivå på skog slagits ihop till regioner. Att skogsprisdata från just LRF Konsult används är för att de är störst i Sverige på skogsfastighetsaffärer och de har fört statistik över alla de nästan 10.000 förmedlingarna av skogsfastigheter som de har gjort i Sverige sedan 1995 (Persson, 2013). Priserna för regionerna är ett årsgenomsnitt per kubikmeter för all skog i regionen som LRF Konsult har förmedlat.

BNP representerar inkomsten i Sverige. Då inkomsterna påverkar efterfrågan och därmed priserna ingår BNP i modellen. Att inte till exempel hushållens disponibla inkomst eller BNP på länsnivå används beror på att det inte bara är hushåll som köper skog utan även andra privata och offentliga aktörer. BNP på länsnivå går inte att använda på grund av att regionsindelningen för skogspriserna inte delar geografiska gränser med Sveriges län.

Datan för priset på sågtimmer är uppdelad i tre regioner, norra Sverige, mellersta Sverige och södra Sverige (se Tabell 2 eller Bilaga 1 för den exakta regionsindelningen) och är ett årsgenomsnitt för varje region. Priset på skogsbränsle är nationellt och är baserat på priset på biprodukter från skogen som sålts till värmeverk för energiproduktion. Skogsbränsle och sågtimmer representerar skågsråvaror, det vill säga det som produceras av skogen efter att den avverkat eller gallrats. Sågtimmer och massaved korrelerar och därför kunde inte båda ingå i modellen. Valet att använda sågtimmer istället för massaved togs då sågtimmer är en större del av den årliga nettoavverkningen i Sverige än vad massaved är (Skogsstyrelsen, datum saknas). Dessutom får skogsägaren mer för sågtimmer än för massaved som visat i Diagram 1. Historiskt har dessutom priset på sågtimmer varit den faktor som framförallt drivit priset på skog (Arvidsson, 2009).

Börsen ingår i modellen i form av ett genomsnitt för OMXS30-indexets stängningskurser år för år. OMXS30 är ett index över de 30 mest omsatta aktierna på Stockholmsbörsen. Börsen ingår då den fungerar som konjunkturmätare. Dessutom finns en stor del av svenskarnas förmögenhet investerad just på börsen (Riksbanken, 2010). Högre aktiepriser innebär därför att förmögenheten stiger vilket möjliggör ökad konsumtion av bland annat skogsprodukter och ökat intresse för investeringar i bland annat skog.

REPO-räntan är riksbankens främsta instrument för att styra penningpolitiken i Sverige. Räntan styr mängden pengar i ekonomin och är därmed med och påverkar prisutvecklingen. REPO-räntan styr i sin tur räntan på obligationer och bankkonton vilka funderar som alternativinvesteringar till bland annat skogsinvesteringar. Dessutom styr REPO-räntan räntenivån på lån som tas i syfte att bland annat investera (Mitlid och Vesterlund, 2001).

3.2. Data

All data som används i uppsatsen är från 1995 till 2012 om inget annat sägs. Datan över pris på timmer, massaved och energi kommer från Skogsstyrelsen. De väljer att dela in Sverige i tre regioner för redovisningen av timmer och massaved men presenterar energipriserna för hela Sverige. Se Tabell 2 nedan eller Bilaga 1 för regionsspecifikation. Räntedatan kommer från Riksbanken. Datan för OMX är hämtad från NASDAQ OMX Nordics hemsida. KPI och BNP är hämtade från SCB:s hemsida.

Datan över skogspriser kommer som tidigare nämnts från LRF Konsult, denna data finns inte tillgänglig för allmänheten. All övrig data är hämtad från respektive organisations eller företags hemsida och fanns tillgänglig för allmänheten då uppsatsen skrevs. Se referenslistan i sista delen för

länkar till källdata. Nedan i Tabell 1 och Tabell 2 specificeras vilka geografiska områden som ingår i skogsprisregionerna respektive regionerna för skogsråvaruprissättning.

Tabell 1 – Regionsindelning skogsprisdata

Region	Geografiskt område
Region 1	Skåne, Halland och Blekinge län
Region 2	Landskapen Småland och Öland
Region 3	Östergötlands län och halva Västergötland (södra delen)
Region 4	Stockholms och Södermanlands län
Region 5	Uppsala, Örebro och Västmanlands län
Region 6	Värmlands län och halva Västergötland (norra delen)
Region 7	Dalarna och Gävleborgs län
Region 8	Jämtland och stora delarna av Västernorrlands län
Region 9	Landskapet Västerbotten, delar av norra Västernorrland samt södra delarna av landskapet Norrbotten
Region 10	Landskapet Lappland och delar av Norrbotten

1. Se Bilaga 1 för karta över regionerna

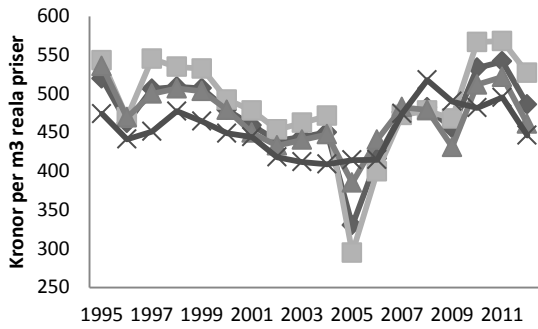
Tabell 2 – Regionsindelning skogsråvaruområden

Region	Ingående skogsprisregioner
Region 1	Region 1, Region 2 och Region 3
Region 2	Region 4, Region 5, Region 6 och Region 7
Region 3	Region 8, Region 9 och Region 10

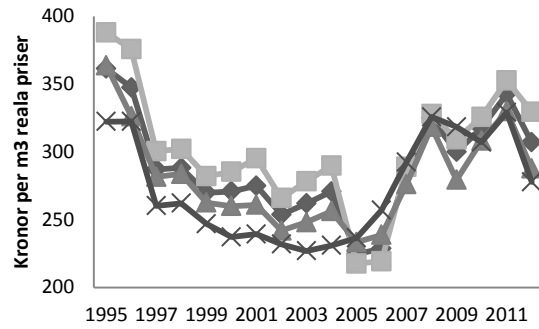
1. Se Bilaga 1 för karta över regionerna

Nedan i Diagram 1 visas deskriptiv data för variablerna som ingår i uppsatsen. Alla variabler är reala förutom räntan. Diagram 2 visar utvecklingen för skogspriserna år för år för de tio olika regionerna. Dessutom läggs genomsnittet för hela Sverige in för att en jämförelse ska bli lättare. Som diagrammen visar är det variationer mellan regionerna när de jämförs år för år. Däremot stiger skogspriserna över tid i alla regionerna med ungefär lika mycket. Generellt blir skogen billigare per kubikmeter ju längre upp i Sverige den finns. Detta har med bonitet, avstånd till storstad samt avstånd till kunden att göra. Skillnaden i pris på sågtimmer och massaved är däremot inte så stor mellan regionerna när genomsnittet studeras. Däremot är skillnaderna mellan regionerna större på årsbasis.

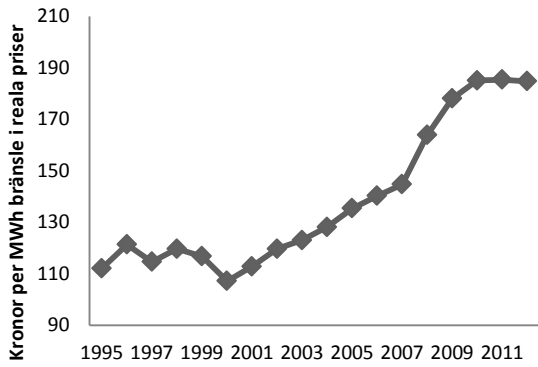
Diagram 1 – Deskriptiv data



— Genomsnitt Sverige — Sågtimmer Region 1
 — Sågtimmer Region 2 — Sågtimmer Region 3



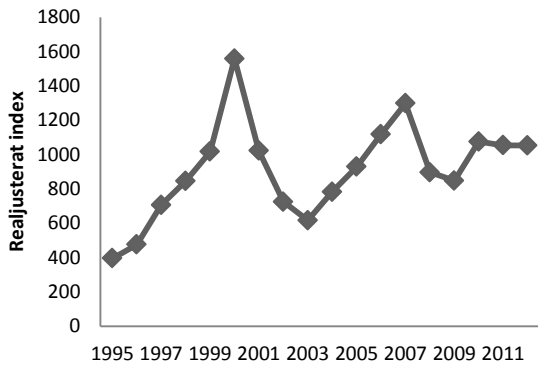
— Genomsnitt Sverige — Massaved Region 1
 — Massaved Region 2 — Massaved Region 3



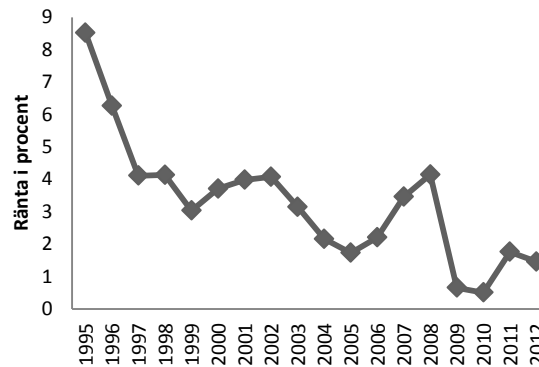
— Skogsbränsle



— BNP

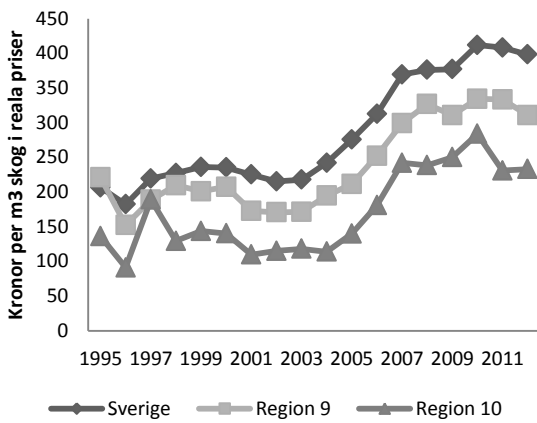
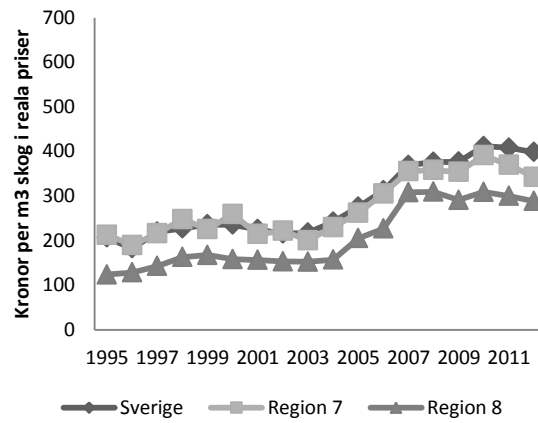
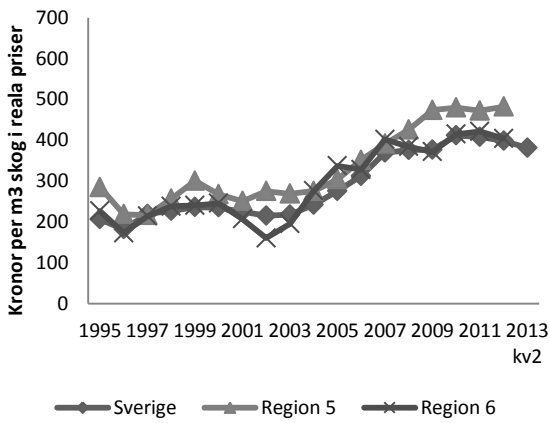
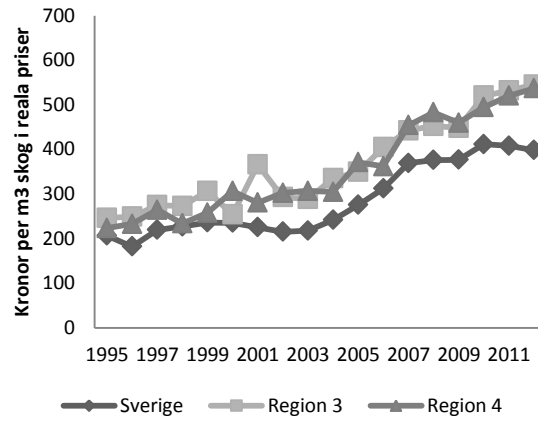
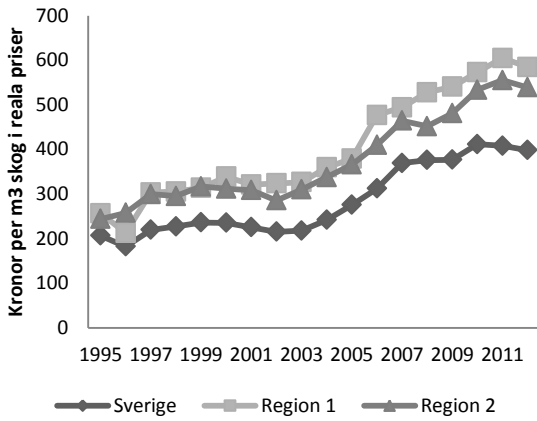


— OMXS30



— Ränta

Diagram 2 – Skogsprisregionerna



3.3. Analys av data

3.3.1. Test efter enhetsrot

För att kunna testa om det råder kointegration eller inte måste variablerna först kontrolleras för icke-stationäritet vilket görs med ett enhetsrotstest. De testen som kommer att användas för de variablerna som innehåller paneldata är Levin-Lin-Chu (kallat LLC resten av uppsatsen), Im-Pesaran-Shin (kallat IPS resten av uppsatsen) samt Breitung. För variablerna som inte innehåller paneldata kommer ett Augmentet Dicky-Fuller (kallat ADF resten av uppsatsen) test att genomföras. Alla tester antar nollhypotesen att tidsserien i variabeln innehåller en enhetsrot, det vill säga är icke-stationär (Stata, 2013). Uppvisar datan icke-stationäritet kan datan sedan testas för kointegration för att se om det finns en jämvikt mellan priset på skog och värdet av de olika fundamentala faktorerna som styr priset på skog (Sjö, 2008, sid 9). Råder inte jämvikt betyder det att något annat än de testade fundamentala variablerna har påverkat priset på skog och en bubbla antas föreligga.

Schwartz informationskriterium används vid alla tester för att automatiskt få till det optimala antalet laggar. Testet kommer att genomföras dels med ett tillagt individuellt intercept, men även med både ett tillagt individuellt intercept samt en tillagd tidstrend. Detta görs för att släta ut eventuella ojämnheter i datan. Signifikansnivån sätts till 10 % på grund av den korta tidsserien som används i modellen. Då kointegrationstestet senare i uppsatsen kommer att utföras dels med tidsserien 1995 till 2012 men även med tidsserien 1995 till 2010 så måste även två tester för enhetsrot också genomföras. Det första testet testat variablerna mellan 1995 och 2012 och redovisas i Tabell 3 och Tabell 4 nedan.

Tabell 3 – Första enhetsrotstestet för paneldatavariablerna, tidsperioden 1995 till 2012

	Individuellt intercept och trend			Individuellt intercept	
	Levin, Lin, Chu	Breitung	Im, Pesaran, Shin	Levin, Lin, Chu	Im, Pesaran, Shin
skog					
T-stat	-3,551	-2,199	0,270	0,092	2,800
P-värde	(0,000)***	(0,014)**	0,615	0,537	0,997
ved					
T-stat	-4,451	0,783	-0,357	-3,757	-3,290
P-värde	(0,000)***	0,783	0,361	(0,000)***	(0,001)***
timmer					
T-stat	-5,150	-2,952	-2,227	-6,516	-4,771
P-värde	(0,000)***	(0,002)***	(0,013)**	(0,000)***	(0,000)***

1. Förkastar nollhypotesen med signifikansnivå: 10 % = *, 5 % = **, 1 % = ***

Tabell 4 – Första enhetsrotstestet för variablerna med tidsseriedata, tidsperioden 1995 till 2012

bnp	Augumented Dicky-Fuller (ADF)	
	Intercept och trend	Intercept
T-stat	-1,328	-1,601
P-värde	0,845	0,460
r		
T-stat	-4,470	-3,267
P-värde	(0,017)**	(0,033)**
omx		
T-stat	-4,194	-3,697
P-värde	(0,026)**	(0,015)**
bränsle		
T-stat	-2,494	0,228
P-värde	0,326	0,966

1. Förkastar nollhypotesen med signifikansnivå: 10 % = *, 5 % = **, 1 % = ***

Som visas ovan i Tabell 3 och Tabell 4 är resultatet tvetydigt för flera av serierna. Timmer, omx och ränta blir stationära i testen oberoende av vilken specifikation som används. Dessa tre får därför anses vara stationära variabler. Bränsle och BNP blir icke-stationära oberoende av testens specifikation och är därför icke-stationära. Variablerna skog och ved blir icke-stationära beroende på testets specifikation. LLC är ett mer strikt test än de andra vilket beror på att testet kräver total stationaritet i alla tidsserier vilket inte IPS eller Breitung gör (Stata, 2013). Med tanke på det låga antalet observationer får därför ett förkastande av nollhypotesen från ett LLC-test inte anses som ett definitivt resultat. Däremot stärks slutsatsen att det finns en enhetsrot om LLC visar att variabeln är icke-stationär.

Då LLC utan tidstrend samt IPS oberoende av testspecifikation hittar en enhetsrot i variabeln skog antas variabeln skog också vara icke-stationär. Variabeln ved blir däremot svårare att utröna något konkret av. Breitung samt IPS med intercept och tidstrend hittar en enhetsrot medan övriga testspecifikationer inte gör det. Breitung har visat sig vara ett bra test för små datamängder (Stata, okänt publiceringsdatum). Då variabeln timmer konstaterats stationär kommer ved att användas i kointegrationstestet även om vissa tveksamhet om den faktiskt är icke-stationär eller inte råder. Att valet tas att använda ved beror på att enbart bränsle av skogsråvarorna inte blir tillräcklig för att återspegla prisbilden på skogsråvara.

Tabell 5 – Andra enhetsrotstestet för paneldatavariablerna, tidsperioden 1995 till 2010

	Individuellt intercept och trend			Individuellt intercept	
	Levin, Lin, Chu	Breitung	Im, Pesaran, Shin	Levin, Lin, Chu	Im, Pesaran, Shin
skog					
T-stat	-1,400	-1,336	0,290	2,658	4,217
P-värde	(0,081)*	(0,091)*	0,614	0,996	1,000
ved					
T-stat	-0,991	4,885	3,062	-3,520	-2,677
P-värde	0,161	1,000	0,999	(0,000)***	(0,004)***
timmer					
T-stat	-3,127	-0,374	0,309	-3,696	-2,774
P-värde	(0,001)***	0,354	0,621	(0,000)***	(0,003)***

1. Förkastar nollhypotesen med signifikansnivå: 10 % = *, 5 % = **, 1 % = ***

Tabell 6 – Andra enhetsrotstestet för variablerna med tidsseriedata, tidsperioden 1995 till 2010

bnp	Augumented Dicky-Fuller (ADF)	
	II och T	II
T-stat	-3,907	-1,106
P-värde	0,042	0,679
r		
T-stat	-2,988	-2,729
P-värde	0,171	(0,092)*
omx		
T-stat	-3,567	-3,401
P-värde	(0,078)*	(0,029)**
bränsle		
T-stat	-0,457	1,082
P-värde	0,970	0,995

1. Förkastar nollhypotesen med signifikansnivå: 10 % = *, 5 % = **, 1 % = ***

Resultatet från det andra enhetsrotstestet i Tabell 5 och Tabell 6 ovan visar skillnader mot resultatet från det första enhetsrotstestet i Tabell 3 och Tabell 4. I det andra testet blir bara OMX stationär oberoende av testspecifikation. Variablerna bränsle och BNP är icke-stationära oberoende av testspecifikation. För variabeln skog är det samma variabler som i det första enhetsrotstestet som antar nollhypotesen om icke-stationäritet. Skogen är därför stationär även för tidsperioden 1995 till

2010. För ved visar nu alla tre test med både individuellt intercept och tidstrend att icke-stationäritet råder. Räntan har enligt ADF-testet oavsett specifikation en enhetsrot vilket inte stöds av empirin då räntan inte rör sig konstant uppåt eller nedåt över tid utan fluktuerar. För timmer visar Breitung och IPS med intercept och tidstrend att nollhypotesen om en enhetsrot kan antas. Däremot hittades ingen enhetsrot i det första enhetsrotstestet i Tabell 3 och Tabell 4. Variabeln ved kommer därför att användas i kointegrationstestet då den med högre sannolikhet kan antas vara icke-stationär både över tidsperioden 1995 till 2010 och över tidsperioden 1995 till 2012.

För variabeln OMX hittas ingen enhetsrot i någon av testen. Indexet OMXS30 har stigit med 166 % i reala termer under perioden 1995 till 2012 även om indexet varit volatilt. Över längre tidsperioder har OMX stigit och bör därför rent empiriskt ha en enhetsrot. På grund av bristen på data kommer därför variabeln OMX att användas ändå i kointegrationsanalysen trots att enhetsrotstesterna visar att OMX saknar enhetsrot.

3.3.2. Test för kointegration.

Testet för kointegration kommer att ske i två steg och med hjälp av två olika tester. Dels ett Kao ADF-test och dels ett Pedroni-test. Pedroni-testet har i sin tur fyra olika specifikationer (V, rho, PP och ADF). Precis som vid testandet för icke-stationäritet kommer Schwartz informationskriterium att användas för att automatiskt få det optimala antalet laggar och leads. Kaos test använder sig enbart av ett tillagt individuellt intercept medan Pedronis test använder sig av dels enbart ett tillagt individuellt intercept men även både individuellt intercept och en tidstrend. För Pedronis rho, PP och ADF test kommer det även att testas "within group" och "between groups". Skillnaden är hur estimeringen av rho utförs, där "Between groups" är något mindre restriktivt än "within group" (Pedroni, 1999).

ADF-test anses vara de mest tillförlitliga av testerna när tidsserien är kort. För en tidsserie som är under 25 observationer har forskning visat att Kaos ADF-test är mer tillförlitligt än Pedronis ADF-test (Zagorchev, Bae och Vasconcellos, 2010). Störst tyngd kommer därför att läggas på ADF testen och då framförallt på resultatet från Kao ADF.

Det första steget i kointegrationstestandet består av att testa för kointegration för hela mätperioden. Det vill säga 1995 till 2012. Detta i syfte att testa om det rådde en bubbla på skogsmarknaden i slutet av 2012. Resultatet från testen följer nedan i Tabell 7:

Tabell 7 – Kointegrationstest för tidperioden 1995 till 2012

Tvärdata, 10 regioner

Testade variabler: skog, ved, bränsle, BNP och OMX

Antal observationer: 180

	Within group		Between group	
	II och T	II	II och T	II
Kao ADF				
T-stat		-5,96		
P-värde		(0,00)***		
Pedroni v				
T-stat	19,56	-1,37		
P-värde	(0,00)***	(0,91)		
Pedroni rho				
T-stat	1,82	1,94	2,93	3,25
P-värde	(0,97)	(0,97)	(1,00)	(1,00)
Pedroni PP				
T-stat	0,01	0,57	0,52	1,31
P-värde	(0,50)	(0,72)	(0,70)	(0,90)
Pedroni ADF				
T-stat	0,02	0,43	0,52	1,18
P-värde	(0,51)	(0,67)	(0,70)	(0,88)

1. Förkastar nollhypotesen med signifikansnivå: 10 % = *, 5 % = **, 1 % = ***
2. II = individuellt intercept, T = tidstrend

Resultatet från det första kointegrationstestet som visas i Tabell 7 ovan är tvetydigt. Två av 15 testspecifikationer förkastar nollhypotesen om att det inte råder kointegration i variablerna. De övriga 13 testspecifikationerna antar nollhypotesen att det inte råder något kointegrationssamband. Därför blir det viktigt att analysera de olika testen enskilt för att kunna komma fram till en slutsats.

Kaos ADF-test som också är det bästa testet för kortare tidsserier i paneldata avslår nollhypotesen på signifikansnivån 1 % om att det inte skulle råda ett kointegrationssamband. Alla fyra variationer av Pedronis ADF-test som är det näst starkaste testet för kortare tidsserier antar nollhypotesen om att det inte råder ett kointegrationssamband. Även resterande Pedroni-test antar nollhypotesen förutom Pedroni V med både individuellt intercept och tillagd tidstrend. Pedroni V är ett test som har visat sig vara starkare i stora paneler med långa tidsobservationer och resultatet av Pedroni V är därför inte av så stor betydelse i denna modellering (Pedroni, 2004).

Det andra steget i kointegrationstestandet består av att testa för tidsperioden 1995 till 2010. Totalt 16 tidsserier. Detta för att kunna avgöra om det var en sprucken bubbla som fick skogspriserna att börja falla 2010 eller om prisfallet berodde på att de fundamentala värdena också ändrades.

Resultatet från testet följer nedan i Tabell 8:

Tabell 8 – Kointegrationstest för tidsperioden 1995 till 2010

Tvärdata 10 regioner

Testade variabler: skog, ved, bränsle, bnp och omx

Antal observationer: 160

	Within group		Between group	
	II och T	II	II och T	II
Kao ADF				
T-stat		-5,24		
P-värde		(0,00)***		
Pedroni v				
T-stat	21,48	-1,66		
P-värde	(0,00)***	(0,95)		
Pedroni rho				
T-stat	2,63	2,31	3,85	3,69
P-värde	(1,00)	(0,99)	(1,00)	(1,00)
Pedroni PP				
T-stat	-0,46	1,03	-0,02	1,92
P-värde	(0,32)	(0,85)	(0,49)	(0,97)
Pedroni ADF				
T-stat	-0,59	0,20	0,12	0,68
P-värde	(0,28)	(0,58)	(0,55)	(0,75)

1. Förkastar nollhypotesen med signifikansnivå: 10 % = *, 5 % = **, 1 % = ***

2. II = individuellt intercept, T = tidstrend

Resultatet från testet i Tabell 7 för tidsperioden 1995 till 2012 och testet i Tabell 8 ovan för tidsperioden 1995-2010 är likvärdiga. Även i Tabell 8 förkastas nollhypotesen i två av 15 testvarianter och även här är det Kaos ADF-test och Pedronis V-test med tillagt intercept och tidstrend som förkastar nollhypotesen och därmed visar att det råder ett kointegrationssamband, medan övriga 13 testspecifikationer antar nollhypotesen om att det inte råder något kointegrationssamband. Precis som i Tabell 7 visar det för denna modellering starkaste testet Kao ADF att ett kointegrationssamband råder.

Att Kaos ADF-test som anses vara starkare än de andra testerna för korta tidsperioder avslår nollhypotesen att det inte råder något kointegrationssamband får ses som ett resultat som tyder på att det råder kointegration mellan de testade variablerna. Samtidigt antar det för modellen näst starkaste testet Pedroni-ADF oavsett specifikation nollhypotesen om att det inte råder något kointegrationssamband. Övriga Pedroni-testspecifikationer är starkast när tidsobservationerna är över 90 för Pedroni PP och över 130 till antalet för Pedroni rho även om de har effekt även på kortare tidsobservationer (Pedroni, 2004).

Slutsatsen blir att det råder ett kointegrationssamband mellan de testade variablerna för både tidsperioden 1995 till 2010 och för tidsperioden 1995 till 2012, men att det inte är något starkt samband. Denna slutsats baseras på tidigare forskning att Kaos ADF-test är det starkaste testet för paneldata med en kort tidsserie. Däremot finns naturligtvis möjligheten att det faktiskt inte råder ett kointegrationssamband och att det därför antingen var en bubbla som sprack 2010, att skogsmarknaden just nu befinner sig i en bubbla eller att det var en bubbla som sprack 2010 men att den fortfarande inte hade pyst färdigt 2012. Ett annat osäkerhetsmoment är att räntan inte ingick i kointegrationstestet pga stationaritet. Dock kommer det att visa sig av regressionsanalysen i Tabell 9 längre ner i uppsatsen att räntan har en mycket liten påverkan på skogspriserna och därför inte borde påverka utgången av kointegrationstestet.

Som visas i Diagram 1 började priserna på skogsprodukterna sågtimmer, massaved och skogsbränsle att sjunka år 2010 samtidigt som priserna på skog började falla. Detta samband stöder tesen om att det inte var en bubbla som sprack på skogsmarknaden 2010.

3.3.3. Regressionsanalys

Syftet med regressionsanalysen är att få fram hur priset på skog påverkats av de olika fundamentala variablerna under den testade tidsperioden. Vid skapandet av regression uppstår dessutom feltermen. Dessa kan sedan studeras för att avgöra enskilda skillnader region för region (Veerbeck, 2008, sid 329). Detta i syfte att avgöra om någon enskild region kan ha en över- eller undervärderad skogsmarknad i förhållande till övriga regioner. Nedan i Tabell 9 visas resultatet från regressionsanalysen:

Tabell 9 – Regressionsanalys

Beroende variabel: Skog

Tidsperiod: 1995-2012

Antal observationer: 170

Variabel	Beta	STD-Avv	T-stat	P-värde
Timmer	0,191	0,065	2,910	(0,000)***
Bränsle	0,997	0,075	13,266	(0,000)***
BNP	0,520	0,109	4,762	(0,000)***
Ränta	0,020	0,006	3,364	(0,001)***
OMX	0,247	0,030	8,255	(0,000)***

1. *** = signifikansnivå 1 %
2. Panel Fully Modified Least Squares (FMOLS) har använts för att skatta regressionen

Resultatet av regressionen visar att alla beta-koefficienter är signifikanta med en signifikansnivå på 1 % nivån. Beta-koefficienten talar om vilken priselasticitet variabeln har i förhållande till den beroende variabeln, det vill säga skogen. Störst elasticitet har skogsbränsle haft under mätperioden med 1, det vill säga att ökningen blir lika stor på skogspriserna rent procentuellt som ökningen i bränslepriser. Elasticiteten under tidsperioden har varit ungefär fem gånger högre för skogsbränsle än för sågtimmer. Försök att även inkludera massaved i regressionen misslyckades då massaved och sågtimmer korrelerade allt för mycket. Därmed kan sågtimmer antas ha ungefär samma elasticitet som massaved. Näst högst priselasticitet har BNP haft. Utvecklingen på börsen i form av OMXS30-indexet har även det haft en viss påverkan med en priselasticitet på 0,25. Utvecklingen på börsen och skogspriserna har därför inte så speciellt stor korrelation. Något som kan vara intressant vid diversifiering av investeringar.

Minst påverkan på skogspriserna av variablerna som ingår i regressionen har räntan haft. Elasticiteten för räntan är 0,02 vilket innebär att räntan bara påverkar priserna på skog marginellt. Räntan har därför i princip inte haft någon faktisk påverkan alls på priset på skog under den modellerade tidsperioden, varken åt det positiva eller negativa hållet. Att räntan haft en så pass låg påverkan på skogspriserna stärker resultatet från kointegrationstesten i Tabell 7 och Tabell 8 där räntan utelämnades på grund av stationaritet. Risken för att det faktiskt råder en bubbla på skogsmarknaden på grund av räntan som inte ingick i kointegrationstestet och därmed inte tagits hänsyn till minskar då räntans betydelse för skogspriserna visats vara låg.

Resultatet från modelleringen kan förklara varför priset på skog kunnat fortsätta uppåt trots att priserna på de två största skogsråvarorna sågtimmer och massaved sjunkit i reala termer. Det är inte

bara prisutvecklingen i de tre skogsråvarorna som drivit prisutvecklingen utan även andra faktorer såsom inkomst och till viss del börsutveckling. Högre inkomster i Sverige har lett till högre efterfrågan på skog vilket ökat skogspriserna. Detta visas också i att antalet förmedlade skogsfastigheter ökat med över 100 % mellan 1995 och 2012 (LRF Konsult, 2013).

Att en uppgång i priset på skogsbränsle haft en högre elasticitet på skogspriserna i förhållande till sågtimmer haft kan bero på flera orsaker. En av anledningarna kan vara det faktum att inkomsten skogsägarna får från försäljning av biprodukter till bränsleproduktion, det vill säga det som i uppsatsen kallas skogsbränsle, inte är en så speciellt stor del av den totala inkomsten från skogen. År 2012 såldes 41,2 TWh skogsbränsle till slutkund vilket med ett pris på 171 kronor per MWh motsvarar 7,1 miljarder kronor totalt. Det kan jämföras med 214 miljarder kronor som är det totala värdet som skogsindustrin skapar årligen (Skogsstyrelsen, 2013, sid 231). Därför kan priset på skogsbränsle stiga betydligt utan att det egentligen påverkar priset på skog nämnvärt i slutändan. En annan anledning skulle kunna vara att priset på skogsbränsle ökat vilket i sin tur också kan ha ökat intresset för att investera i skog för att kunna producera energi från den, till exempel brännved och andra biobränslen.

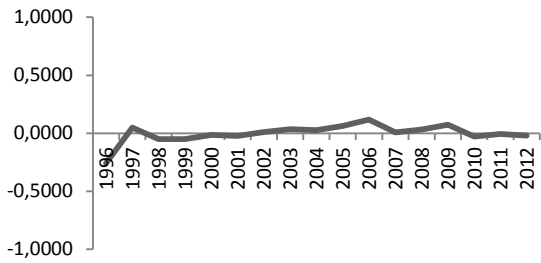
Det som även är viktigt att komma ihåg i sammanhanget är att regressionen bara avser tidsperioden 1995 till 2012. Så historiskt behöver det inte vara så att det är inkomster och priset på skogsbränsle som haft högst priselasticitet på skog. Det kan mycket väl vara så att över till exempel en femtioårsperiod är det räntan och/eller priset på sågtimmer samt massaved som styr prisutvecklingen. Tyvärr finns ingen bra data på skogspriser som är äldre än 1995 vilket gör det svårare att studera längre tidsperioder.

3.3.4. Regionala avvikelser – region för region

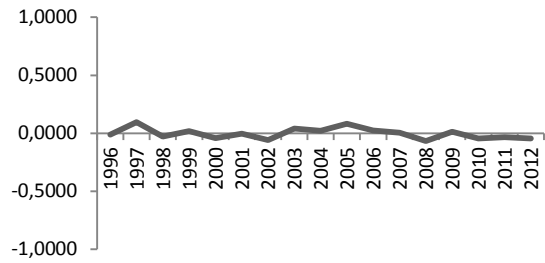
Som visat av kointegrationstesten i Tabell 7 och Tabell 8 råder det i Sverige som helhet ingen bubbla på skogsmarknaden. Däremot betyder inte det att det inte kan finnas regionala avvikelser som skiljer sig från landet som helhet. Dessa skillnader kan studeras genom att använda feltermerna för varje enskild region från regressionsanalysen i Tabell 9. Positiva feltermerna för en region betyder att den regionen ligger över genomsnittet för Sverige som helhet och därmed kan antas vara övervärderad. Negativa feltermerna i en region betyder att regionen ligger under genomsnittet för Sverige och därmed kan antas vara undervärderad (Fransson och Tynnerman, 2011, sid 19-21). Nedan presenteras feltermerna för varje region mellan 1995 och 2012:

Diagram 3 – Feltermen för de tio skogsprisregionerna

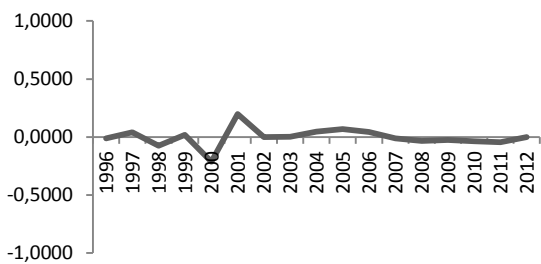
Region 1



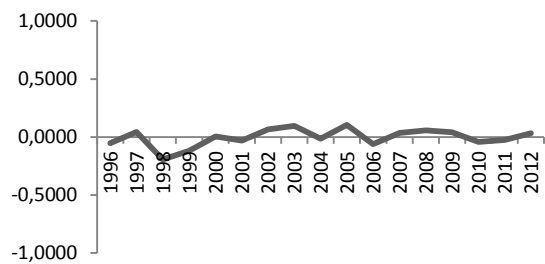
Region 2



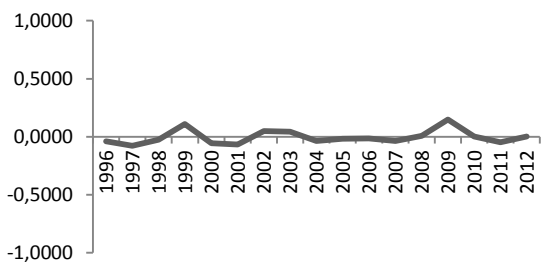
Region 3



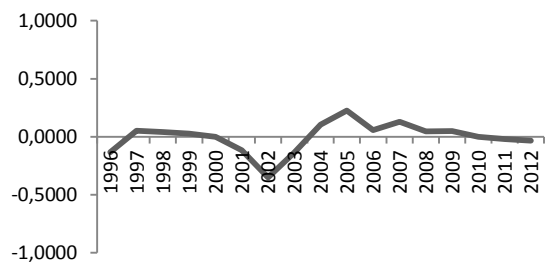
Region 4



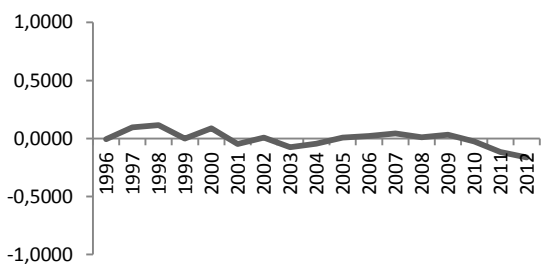
Region 5



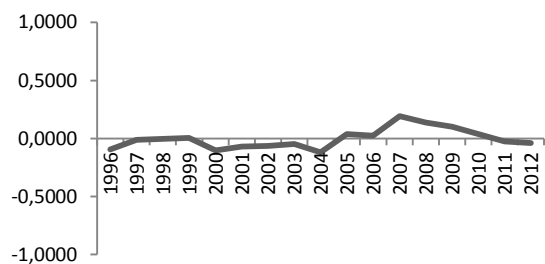
Region 6



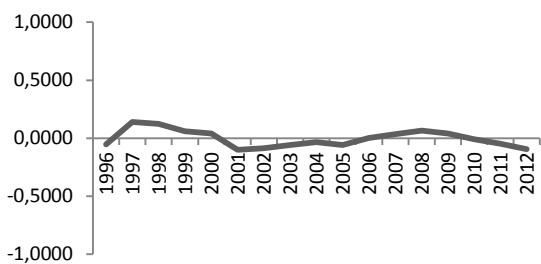
Region 7



Region 8



Region 9



Region 10

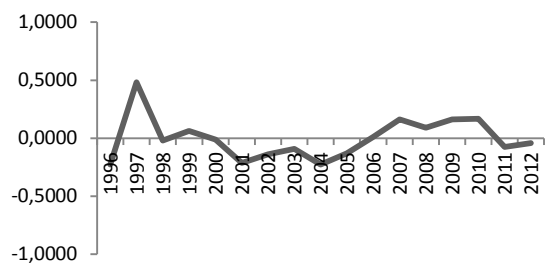


Diagram 3 ovan visar skattningarna av feltermerna för varje region från regressionsanalysen i Tabell 9. Se Bilaga 1 eller Tabell 1 för detaljer om hur regionerna är uppdelade av LRF Konsult. Då fyra av variablerna använda i regressionen är gemensamma för hela Sverige (OMX, BNP, bränsle och ränta) borde skillnaderna mellan regionerna vara större än vad de faktiskt är. Att skillnaderna mellan regionerna är små även om alla regioner har perioder av över- och undervärdering stärker tesen att kointegration råder. De små avvikelserna i feltermerna tyder på en bra förklaringsgrad mellan skogspriserna i regionerna och de fundamentala variablerna.

I Region 1 som består av landskapen Skåne, Blekinge och Halland har skogspriserna under mätperioden varit mycket stabila och feltermen har rört sig runt noll under hela mätperioden. Små undantag finns dock, till exempel år 1996 då skogen i Region 1 var undervärderad i förhållande till övriga Sverige. Precis som Diagram 2 visar sjönk skogspriserna i Region 1 mer än genomsnittet i Sverige år 1996. År 1997 steg skogspriserna i Region 1 mer än genomsnittet och sedan dess har skogspriserna i Region 1 varit i jämvikt med Sverige som helhet.

Region 3 som består av Östergötlands samt halva delen av Västergötlands län hade relativt övriga regioner en volatil period mellan 1999 och 2002. Precis som Diagram 2 visar så hade även skogspriserna i regionen en tidsperiod samtidigt präglad av volatila skogspriser. Någon speciell förklaring till denna volatilitet finns inte. Region 4 och Region 5 har mycket stabila feltermen med mycket små avvikelser från genomsnittet för Sverige som helhet.

I Region 1, Region 2 som består av landskapen Småland och Öland, Region 3, Region 4 som består av Stockholms och Södermanlands län samt Region 6 som består av norra halvan av Västergötland och Värmland, kan en liten uppgång i feltermen för år 2005 utrynas där feltermerna visar på att skogspriserna är något övervärderade. Detta beror på att priserna på sågtimmer och massaved sjönk kraftigt 2005 i Skogsråvaruregion 1 och delvis även Skogsråvaruregion 2 (se Bilaga 1 eller Tabell 2 för detaljer) till följd av den överproduktion av skogsråvaror som uppstod efter stormen Gudrun som på sina håll blåste omkull motsvarande nio årsavverkningar under ett dygn (Skogsstyrelsen, 2006). Det tog sedan två år för priserna att återhämta sig till nivån innan stormen. Samtidigt steg priserna på skog under perioden 2005 till 2007. Resultatet blev en tillfällig övervärdering av skogen.

I Region 6 sjönk priset på skog mellan år 2000 och 2002 betydligt mer än vad priserna för Sverige som helhet gjorde och det fick Region 6 att bli undervärderad relativt övriga Sverige. Mellan 2002 och 2005 steg skogspriserna i regionen mer än i övriga Sverige och år 2005 var skogen istället övervärderad.

Region 7 som består av Dalarnas och Gävleborgs län , Region 8 som består av Jämtland och stora delar av Västernorrlands län och Region 9 som består av landskapet Västerbotten, delar av norra Västernorrland samt södra delarna av landskapet Norrbotten, har med några få undantag haft väldigt stabila feltermmer. Däremot har Region 10 som består av landskapet Lappland samt delar av Norrbotten haft de allra mest volatila feltermerna med stora upp- och nedgångar. Region 10 har haft perioder på flera år med både över- och undervärderad skog. Precis som visas i Diagram 2 fördubblades skogspriserna i Region 10 under år 1997. Denna uppgång är den enskilt största rent procentuellt för någon region under mätperioden. Uppgången gjorde att skogen i Region 10 gick från att vara undervärderad till att vara övervärderad jämfört med övriga Sverige. År 1998 sjönk sedan skogspriserna tillbaka en aning i regionen och skogen gick då till att vara normalvärderad igen.

Som visat handlar svängningarna i feltermerna till största del om att skogspriserna i en region har avvikit från Sverige som helhet på ett eller annat sätt under en viss period. Om denna över- eller undervärdering i enskilda regioner till fullo är en effekt av den större upp- eller nedgången i skogspriserna i regionen jämfört med Sverige som helhet, eller om det i själva verket handlar om att fyra av variablerna i modellen är lika för alla regioner, går inte att svara på med datan som använts i uppsatsen. Tyvärr är det svårt att göra en mer specifik indelning med nuvarande datakällor. En fördel i sammanhanget med one-way error component modellen som använts i uppsatsen är att den möjliggör att få ett så bra resultat som möjligt utifrån variablernas förutsättningar, då modellen tar hänsyn till regionala skillnader som inte visas direkt i datan, så länge skillnaderna är varaktiga över tidsperioden. Därmed ges möjligheter för regionsspecifika skillnader att inkluderas, trots att det inte finns någon variabel som tar direkt hänsyn till dessa skillnader. Exempel på dessa skulle kunna vara om kvalitén på skogen är högre i vissa regioner eller att boniteten är högre i vissa regioner än i andra.

4. Avslutning

Som diskuterats i uppsatsen och visats i Tabell 7 fanns det vid slutet av 2012 ett kointegrationssamband mellan priset på skog och de fundamentala variablerna massavedspriset, priset på skogsbränsle, inkomst i form av BNP och börsutveckling. Däremot var den slutsatsen inte helt självklar då testen för kointegration visade väldigt olika resultat. Till sist handlade det om att tolka vilket av testen som är starkast just till den modell som använts i uppsatsen. Analysen av feltermerna för varje region visade att skillnaderna mellan regionerna är små vilket ytterligare stärker tesen om att en bubbla inte råder på skogsmarknaden. Kointegrationstestet i Tabell 8 visar att det heller inte är en bubbla som orsakat de fallande skogspriserna sedan 2010 utan troligtvis nedgångar i priset på skogsråvara.

Andra faktorer som styr priset på skog är bland annat bonitet, närhet till storstad, närhet till virkesköpare och industri (Persson, 2014). Data över dessa variabler finns inte att tillgå och går därför heller inte att inkludera i modellen. Däremot ger variabeln c_{it} i modellen det möjligt för denna typ av skillnader att inräknas så länge skillnaderna beror på t.ex. bonitet är konstanta genom hela tidsperioden för en viss region.

Något annat som är viktigt att komma ihåg är att försäljning av skogsråvarorna sågtimmer, massaved och skogsbränsle inte är de enda intäkterna en skogsägare har. Arrenden och servitutintäkter från bland annat jakt och vindkraft är andra inkomster en skogsägare kan ha. Jaktvärdet går inte att använda i modelleringarna i uppsatsen då tillräckligt detaljerad tidsseriedata saknas. Däremot är det en faktor att ta med i analysen. År 2007 beräknades det jaktliga värdet på skogsmark i södra Sverige vara 5000 kronor per hektar skogsmark eller 30 kronor per kubikmeter skog (Tjäder och Simensen, 2007). För att exemplifiera så motsvarade 30 kronor per kubikmeter skog år 2007 i dagens penningvärde 32,4 kronor per kubikmeter skog. I södra Sverige kostade en kubikmeter skog ca 520 kronor våren 2013. 32,4 kronor av 520 kronor blir ca 6 % av det totala skogsvärdet enbart från jaktvärdet. Detta förutsatt att jaktvärdet inte förändrats sedan 2007. Det är därför inte orimligt att anta att andra värden än bara avkastningen från skogsråvaran har varit med och påverkat skogspriserna. Detta stöds av tidigare forskning som visat att det inte alltid är de monetära värdena som är huvudsyftet när en person väljer att investera i skog. Exempel på andra huvudsyften kan vara tidigare nämnda jaktmöjligheter, känslan av att äga sin egen skog, affektionsvärden, rekreativsmöjligheter med mera (Arvidsson, 2009; Andersson, 2012). Detta försvårar naturligtvis modelleringen ytterligare då det är svårt att sätta värde på och inkludera icke-monetära värden.

Tester med fler externa variabler som arbetslöshet och antal skogsägare gjordes också under uppsatsarbetets gång men de var båda stationära och bedömdes därför inte kunna användas i kointegrationstestet. Dessutom gick de heller inte att använda i regressionsanalysen då resultatet blev allt för orimligt när dessa variabler inkluderades i modellen. Det kan mycket väl vara så att en annorlunda modell hade kunnat få ett regressionsresultat som även inkluderar variabelerna arbetslöshet och antalet skogsägare. Ett förslag på en bättre modell skulle vara att använda källdata på kommunnivå för skogspriserna för att på så vis kunna skapa regioner utifrån länsgränser istället för LRF Konsults nuvarande regionsgränser. På så vis hade länspecifik data kunnat användas som fundamentala faktorer i regressionsanalysen och på så vis hade resultatet kunnat bli mer detaljerat och förhoppningsvis mer precist. Samtidigt har LRF Konsult valt denna regionsuppdelning av skogsprisdatan av en anledning och kanske skulle en uppdelning efter län istället för som nuvarande uppdelning efter bonitet istället skapa andra skevheter.

Då det med viss tveksamhet konstaterats att det inte var någon brusten bubbla som fått skogspriserna att falla de senaste åren finns det därför möjligheter att skogspriserna börjar stiga igen. I slutet av 2013, det vill säga efter modelleringsperioden i denna uppsatsen steg priserna på skogs massa från massaved och sågat virke från sågtimmer och uppgången beräknas hålla i sig även under 2014 (Bernander, 2013). Kanske är just en uppgång i priset på skogsråvara det som krävs för att skogspriserna ska vända upp igen?

Referenser

BNP: Statistiska Centralbyrån, "BNP från användningssidan (ENS95), försörjningsbalans efter användning. Kvartal 1993K1-2013K3", läst 2013-11-14
<http://www.ssd.scb.se/databaser/makro/MainTable.asp?yp=tanssochxu=C9233001ochomradeko d=NRochomradetext=Nationalr%E4kenskaperochlang=1>

OMX: NASDAQOMX, Omx Stockholm 30 Index, läst 2013-11-14
<https://indexes.nasdaqomx.com/Index/History/OMXS30>

Skogspriser: LRF Konsult, Skogspriser 2013 kv2

Reporänta: Riksbanken, "Reporänta, tabell", läst 2013-11-14 <http://www.riksbank.se/sv/Rantor-och-valutakurser/Reporantan-tabell/>

Priser skogsbränsle: Skogsstyrelsen, "Priser på trädbränsle och torv per MWh, fritt förbrukare, löpande priser exkl. Skatt, 1993-", nerladdad 2013-11-11

Priser sågtimmer: Skogsstyrelsen, "Reala prisutveckling på sågtimmer och massaved 1967-", nerladdad 2013-11-11

Priser massaved: Skogsstyrelsen, "Volymvägda genomsnittspriser på massaved av barr, gran och björk, leveransvirke, 1995-", nerladdad 2013-11-11

All data från Skogsstyrelsen laddas enklast ner här:
<http://www.skogsstyrelsen.se/Myndigheten/Statistik/Amnesomraden/Priser/Tabeller--figurer/>

Övriga källor

Andersson Daniel, "En jämförelse av skogsmarksprisets utveckling mellan Sverige, Danmark, Norge, Finland, Estland och Lettland", 2012, Sveriges Lantbruksuniversitet

Apergis Nicholas och Payne James E, "Energy consumption and economic growth in Central America: Evidence from a panel cointegration and error correction model", 2009, Energy Economics

Arvidsson Niklas, "Argument för prissättning av skogsfastigheter", 2009, Sveriges Lantbruksuniversitet

Baltagi Badi H, Matyas Laszlo och Sevestre Patrick, "Error components models", datum saknas

Bernander Michael, "Utrymme för prishöjningar massa och sågat 2014 – Danske", Nyhetsbyrån Direkt, publicerat 2013-12-06, läst 2013-12-07
<https://www.avanza.se/placera/telegram/2013/12/06/skog-utrymme-for-prishojningar-massa-och-sagat-2014-danske.html>

Dreger Christian och Kholodilin Konstantin A, "Real Estate Booms and Price Bubbles: What Can Germany Learn from Other Countries?", 2013, DIW Economic Bulletin Jun2013

Evanoff Douglas D, Kaufman George G och Malliaris Anastasios G, "Asset price bubbles: What are the causes, consequences and public policy options?", 2012, Chicago fed letter Nov 2012

Filardo, Andrew J, "Should monetary policy respond to asset price bubbles? Some experimental results", 2001, Federal reserve bank of Kansas

Fransson Lina och Tynnerman Vernoika, "Bostadsbubbla eller inte? – En studie av Regionala huspriser i Sverige 1995-2008, 2011, Lunds Universitet

Hong Harrison, Scheinkman José och Xiong Wei, "Asset float and speculative bubbles", 2006, The journal of finance Vol LXI.

IPD, "IPD UK Annual Forestry Index – Results for the year to 31st December 2012", 2013

Lansing Kevin J, "Asset price bubbles", Federal Reserve bank of San Francisco economic letter 2007-32, läst 2014-01-21 <http://www.frbsf.org/economic-research/publications/economic-letter/2007/october/asset-price-bubbles/>

Malkiel Burton G, "Bubbles in asset prices", 2010, Princeton University

Mitlid Kerstin och Vesterlund Magnus, "Räntestyrning i penningpolitiken – hur går det till?", 2000, Penning och valutapolitik 1:2000

NCREIF, "Timberland Returns", 2014, läst 2014-01-20 <http://www.ncreif.org/timberland-returns.aspx>

Pedroni Peter, "Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors", 1999, Oxford Bulletin of Economics and Statistics 61

Pedroni Peter, "Panel cointegration: Asymptotic and finite sample properties of pooled time series test with an application to the PPP hypothesis", Economic Theory 20:2004

Persson Martin, Mailkonversation, 2013, LRF Konsult

Riksbanken, "Inflationsrapport 2000:1", 2000

Statistiska centralbyrån, "Fastighetstaxeringen 2013", Publicerad 2013-12-11, läst 2014-01-03 http://www.scb.se/sv/_Hitta-statistik/Statistik-efter-amne/Boende-byggande-och-bebyggelse/Fastighetstaxeringar/Fastighetstaxeringar/30229/30236/Behallare-for-Press/368174/

Sjö Bo, "Testing for unit roots and cointegration", 2008, Linköpings universitet.

Skogsstyrelsen, "Avverkning och virkesmätning", publiceringsdatum saknas, läst 2014-02-09 <http://www.skogsstyrelsen.se/avverkning>

Skogsstyrelsen, "Skogsstatistisk årsbok 2013", 2013, boken finns att ladda ner kostandsfritt på internet: <http://www.skogsstyrelsen.se/Myndigheten/Statistik/Skogsstatistisk-Arsbok/Skogsstatistiska-arsbocker/>

Stata, "Panel-data unit-root tests", publiceringsdatum saknas, läst 2013-11-29 <http://www.stata.com/features/overview/panel-data-unit-root-tests/>

Stata, "Xtunitroot", publiceringsdatum saknas, läst 2014-01-20
<http://www.stata.com/manuals13/xtxtunitroot.pdf>

Stora Enso, "Ha inte för högt taxeringsvärde" , 2013-10-07, läst 2013-12-23
<http://storaensoskog.se/senaste-nytt/2013/10/ha-inte-for-hogt-taxeringsvarde/>

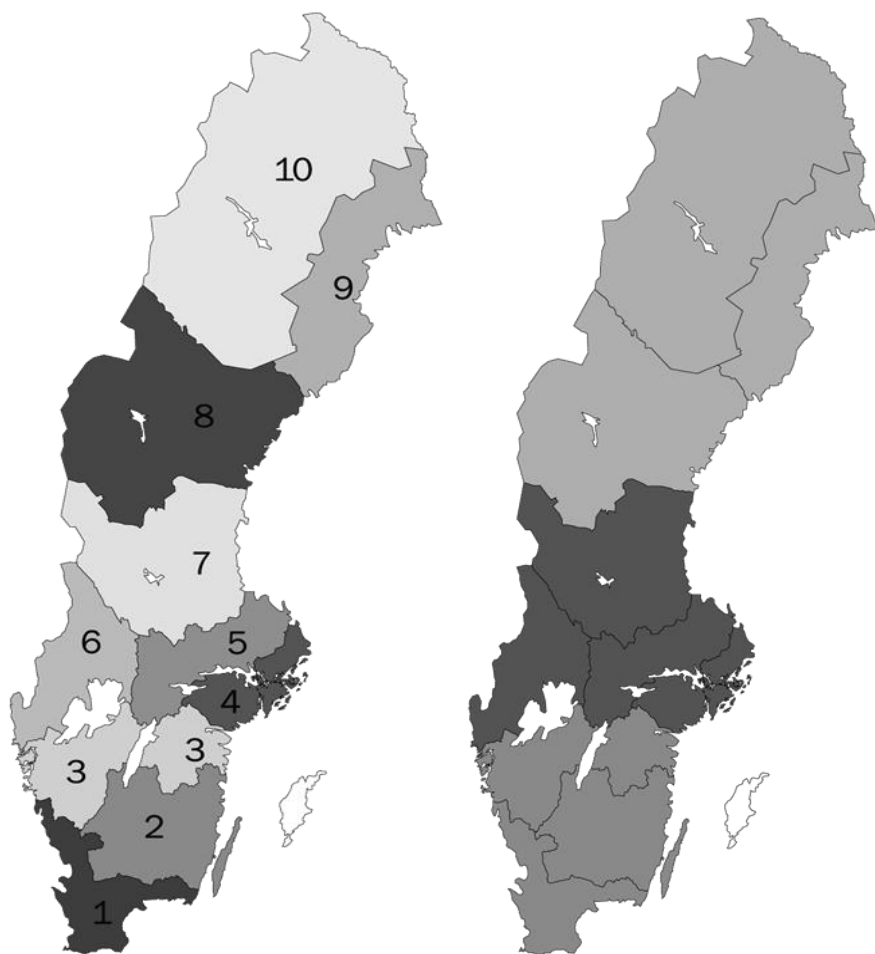
Svensén Marianne, "Skogsindustrins betydelse för Sveriges ekonomi", Skogsindustrierna, PowerPoint presentation hölls i februarai 2013 och bildmaterialet kan laddas ner här:
<http://www.skogsindustrierna.org/branschen/branschfakta/ekonomi/skogsindustrins-betydelse-for-sveriges-ekonomi>

Tjäder Clas och Simensen Thomas, Fastighetskrönikan, Tidningen Skogsvärden, 2007, tidskriften finns att läsa på internet: http://www.skogssallskapet.se/skogsvarden/2007_3/sv30.php

Tsai Ming-Shann och Chiang Shu-Ling, "The asymmetric price adjustment between REIT and stock markets in Asia-Pacific markets", 2013, Economic modelling Volume 32

Zetterström Fredrik, Latvian Forest AB, Presentation hos Financial Hearings 2013-03-05

Bilaga 1 - Regionsindelning



Båda Sverigekartorna kommer från LRF Konsult. Den vänstra Sverigekartan visar indelningen i de tio regionerna som LRF Konsult väljer att göra när de beräknar priset på skog. Den vänstra Sverigekartan visar indelningen av Sverige i de tre regionerna Norr, Mellersta och Södra Sverige som används för att presentera statistik över priserna på sågtimmer och massaved.