



LUNDS UNIVERSITET
Ekonomihögskolan

Samvariation i mjölkpriser

Mjölkas en prisuppgång ut mer än en prisnedgång?

Magisteruppsats VT 2010

Morten Persson

Ekonomihögskolan
Nationalekonomiska institutionen
Lunds Universitet
Lund, Sverige 2010

Magisteruppsats

Samvariation i mjölkpriser

Mjölkas en prisuppgång ut mer än en prisnedgång?

Morten Persson

Handledare: Joakim Gullstrand

Ekonomihögskolan
Nationalekonomiska institutionen
LUNDS UNIVERSITET
BOX 7080, 220 07 Lund

Lund, 2010

Prolog

Det har gått många år sedan jag för första gången lät en nyfödd kalv använda mina fingrar som substitut för sin mammas spenar. Det här inträffade för länge sedan, trots det har jag aldrig glömt den varma känslan som infann sig när kalvens mun omslöt min hand. Vid ett annat tillfälle när jag var och hälsade på hos samma kor kom mjölkbonden fram till mig och undrade om jag ville smaka lite nymjölkad mjölk, givetvis ville jag det. Efter att ha sörplat i mig den varma mjölken vill jag erinra mig om att bonden sa något i stil med ”Njut nu medan du kan, om priset går upp så går det kanske aldrig ner igen”.

Jag vill tacka min handledare Joakim Gullstrand för kreativ hjälp och värdefulla möten. Ett extra tack går ut till min vän och mentor Fredrik Himmelman för givande lunchmöten under uppsatsarbetets gång. Jag vill också tacka övriga vänner och familj för att ni mäktat med mina oändliga utläggningar om mjölkpriser och reglerade marknader. Jag lovar att bättra mig framöver!

Trevlig läsning!

Morten Persson, Malmö i maj 2010.

Abstract

Hur konsumentpriser svarar på förändringar i priser i producentled är en fråga som debatterats mycket. Utifrån denna förutsättning undersöker uppsatsen hur olika mejerivarupriser, mjölk, grädde, glass, smör och ost, svarar på förändringar i avräkningspriset för mjölk. Med utgångspunkt i teorier om asymmetrisk prisöverföring undersöks om prishöjningar i producentledet medför en trögare tillbakagång mot jämvikt än en prisminskning. Prisserierna testas för kointegrationssamband gentemot avräkningspriset och ett positivt resultat kunde uppvisas för samtliga serier. Därefter utvecklas en error correction model som tar hänsyn till positiva respektive negativa prisförändringar. Endast smörpriset visade på en signifikant skillnad i justeringshastigheten mellan prisökningar och prisminskningar. I övrigt pekar resultaten på att det i stort råder symmetri på den svenska mjölkmarknaden. Den uppvisade symmetrin antas bero på den svenska mejerimarknadens låga marknadskraft.

Nyckelord: prisöverföring, mejerimarknad, ECM, kointegration, asymmetri

Innehållsförteckning

1	Introduktion	1
1.1	Bakgrund	1
1.1.1	Den vertikala mjölkmarknaden	2
1.2	Problemformulering & Syfte	4
1.3	Avgränsningar	4
1.4	Målgrupp	5
2	Pristransmission	6
2.1	Asymmetrisk prisöverföring	6
2.2	Tidigare forskning	9
3	Empirisk specifikation	11
3.1	Analys av tidsserier	11
3.1.1	Icke-stationäritet	11
3.1.2	Kointegration	12
3.1.3	Error correction model	14
3.1.4	Säsongjustering & Strukturella brott	15
3.2	Kausalitet	16
3.3	Empiriskt tillvägagångssätt	16
3.4	Reflektioner på metoden	17
4	Data	19
4.1	Material	19
4.1.1	Datainsamling	19
4.2	Genomförande	20
4.3	Beskrivning av data	21
4.3.1	Test av serierna	23
5	Resultat & Analys	26
5.1	Estimering	26
5.1.1	Mjök	26
5.1.2	De övriga varorna	28
6	Slutsats	34
6.1	Kritik & Diskussion	36
6.2	Förslag till vidare forskning	36
7	Epilog	38

8	Litteraturförteckning	39
	Appendix A: ECM-beräkningar i EViews.....	42
	Appendix B: CUSUM-test.....	45
	Appendix C: Beskrivning av de övriga varorna	48

1 Introduktion

I detta inledande kapitel beskrivs uppsatsens bakgrund, problemformulering och syfte samt presentation av avgränsningar och målgrupp.

Denna studie har sin utgångspunkt i begreppet *prisöverföring* i en vertikal sektor med fokus på hur denna överföring ibland kan uppträda på ett asymmetriskt vis. Ett viktigt antagande inom ekonomisk teori är att prisförändringar tillåts överföras fullt ut både vertikalt och spatialt. Så är dock inte alltid fallet, istället tenderar priser att justeras i olika grad beroende på relationen mellan de olika aktörerna inom livsmedelskedjan, det vill säga asymmetrisk prisöverföring.

Studien har för avsikt att, i bakgrund av nationalekonomiska teorier och ekonometrisk analys, undersöka huruvida den svenska mjölk- och mejerimarknaden karaktäriseras av ovan beskrivna asymmetriska prisöverföring.

1.1 Bakgrund

Prisöverföring är ett ämne med stor uppmärksamhet inom framförallt jordbruksekonomi, men till viss del även inom finansiell ekonomi. Det positiva med prisöverföring och varför begreppet har blivit så populärt inom livsmedelsekonomi är dess förmåga att undersöka marknadskraften inom vertikala marknader, ett attribut som till stor del beskriver jordbruksnäringen.

Enligt grundläggande ekonomisk teori bör påverkan på försäljningspriset av prisförändringar i insatsvaror stå i paritet med insatsvarans betydelse i produktionen. Det bör alltså inte finnas någon tendens för att prisförändringar skulle svara olika snabbt eller uppträda i större utsträckning beroende på vilken sorts prisförändring som föreligger, det vill säga positiv eller negativ prisförändring. Det är dock ej alltid som detta synsätt överensstämmer med empirin. Tvärtom visar ett flertal studier att detaljhandelspriser svarar snabbare på prisökningar än på prissänkningar. (Peltzman, 2000, ss. 467-468).

Utgångspunkten är att graden av marknadskraft antas påverka i vilken utsträckning prisförändringar förs vidare från producent, genom marknadskedjan, vidare ner till konsumenten där en högre grad av marknadskraft antas påverka den asymmetriska prisöverföringen positivt (McCorrison, 2002, s. 363).

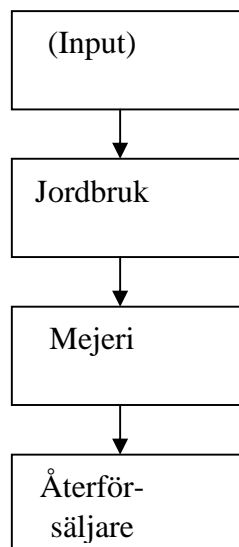
Den svenska mejerimarknaden består, i stort, av olika kooperativ. Denna marknad är väldigt koncentrerad, totalt finns det idag 15 mejeriföretag i Sverige, varav sju av dessa levererar 99 procent av all mjölk i Sverige (Svensk Mjölk, 2007, s. 18). Den höga koncentrationen på den svenska mejerimarknaden torde leda till att mejeriföretagen bör besitta någon grad av marknadskraft. Det har dock visat sig att så inte är fallet utan istället ligger konsumentpriset för mjölk närmre

det pris som uppvisar sig vid perfekt konkurrens. Detta antas till stor del bero på det faktum att mejerierna är kooperativt ägda av mjölkbönderna själva, då den här typen av ägarförhållanden tenderar att maximera utbudet istället för maximering av uppmärkningspriserna. (Hedberg, 2002, s. 15).

Utifrån dessa, till viss del, motsägande faktum samt med utgångspunkt i uppfattningen att högre marknadskraft antas påverka prisöverföringen ter det sig högst intressant att undersöka hur prisöverföringen ser ut på den svenska mejerimarknaden.

1.1.1 Den vertikala mjölkmarknaden

Vid analys av jordbruksmarknaden, vilken mjölksektorn är en del av, är det vanligt att utgå från att denna marknad karaktäriseras av tre huvudaktörer nämligen jordbrukssektorn, tillverkare och återförsäljare. Ett alternativ till detta är att även inkludera jordbrukets produktionsmedel. (McCorrison, 2002, s. 351). Det enklaste och mest basala sättet att se på den svenska mjölkmarknaden, och även livsmedelssektorn i stort, är genom att betrakta de olika aktörerna i ett vertikalt samband. Där jordbruket, som är överst, säljer vidare sina produkter till en tillverkare, i denna uppsats mejeriet, som i sin tur säljer vidare den färdiga produkten till en återförsäljare.



Figur 1: Den vertikala mjölkkedjan. Källa: McCorrison 2002

Detta är ett förenklat sätt att se på saken med det ger trots allt ett bra perspektiv över hur mjölksektorn fungerar i stort.

Hur ovan beskrivna aktörer agerar gentemot varandra bestäms till stor del av hur konkurrensen mellan aktörerna ser ut. Konsumenten som möter den här typen av marknad påverkas av konkurrens på framförallt två olika nivåer. Dels konkurrensen mellan olika tillverkare, här mejerier, och dels konkurrensen mellan de olika återförsäljarna som saluför mjölkprodukterna (Pepall, Richards, &

Norman, 2005, s. 453). Hur konkurrensen på de här nivåerna ser ut är det som till största del bestämmer formandet av konsumentpriset.

Sedan 1994 finns det inte någon reglering på den svenska mjölkmarknaden. *Avräkningspriset*, det pris som mejerierna betalar för levererad mjölk, bestäms alltså av mejerierna själva. Det har dock visat sig att sedan den statliga regleringen avvecklades har mejeriindustrin själv anbringat ett liknande regleringssystem. Ett sätt detta yttrar sig på är att mejerikooperativen är tvingade till att köpa all mjölk som en medlem vill sälja. (Hedberg, 2002, ss. 3, 16). Den svenska mejeriindustrin är, som nämnts ovan, förhållandevis koncentrerad samtidigt som leverantörssektorn består av drygt 5800 mjölkbönder (Svensk Mjölk, 2010). Men, eftersom mjölkproduktionen i praktiken är begränsad av kvotssystem samt det faktum att de stora svenska mejeriföretagen är kooperativt ägda av sina leverantörer, besitter mejerierna i princip ingen marknadskraft gentemot mjölkbönderna. Hedberg (2002) visar dock i sin avhandling att även om de svenska mejerierna i princip inte innehar någon marknadskraft när det gäller mjölk, så uppvisar de en viss grad av detta då det gäller mer diversifierade varor såsom yoghurt, ost, smör etc. där viss prisdiskriminering förekommer (Hedberg, 2002, ss. 12-13).

Efter att mejerierna har processat mjölken levereras denna till detaljhandeln. Den svenska dagligvaruhandeln är även den förhållandevis koncentrerad med ett uppmätt CR5-värde på 87 procent (McCorriston, 2002, s. 353). Traditionellt har återförsäljare betraktats som företag med låg marknadskraft. Enligt Dubson och Waterson (1999) är detta emellertid ett alltför förenklat sätt att analysera detaljhandeln på. Enligt dem bör återförsäljare analyseras utifrån att de har, alternativt kan inneha, marknadskraft gentemot både konsumenter och producenter. (Dobson & Waterson, 1999, s. 143). Återförsäljarnas köpkraft är alltså en viktig aspekt vid analys av hur aktörerna på mjölkmarknaden interagerar. Vidare antas företag besitta köpkraft när de innehar, och kan utnyttja, en dominant ställning i förhållande till sina leverantörer och kunder och utnyttjar detta för bättre priser eller dylikt (Dubson Consulting, 1999, s. 24).

Den svenska mjölkmarknaden kännetecknas alltså av producenter med en viss, men förhållandevis låg, marknadskraft samt av återförsäljare med en starkare ställning på marknaden. Det angreppssätt som förmodligen är bäst lämpat att beskriva den svenska mjölkmarknaden är en oligopolmarknad för både tillverkare och återförsäljare, där återförsäljare har en något starkare ställning. Detta är även i linje med vad som anses karaktärisera livsmedelsmarknaden i utvecklade länder (McCorriston, Morgan, & Rayner, 2001, s. 144).

1.2 Problemformulering & Syfte

Prisöverföring väcker en del frågor gällande effektiviteten inom den vertikala marknaden, framförallt detaljhandelsprisens tendens att stiga fortare än vad de faller. Genom att analysera tidsserier av prisdata för avräkningspriser och detaljhandelspriser för mjölkprodukter avser jag att besvara den huvudsakliga frågeställningen.

Hur påverkas konsumentpriset på mjölkprodukter av stigande respektive fallande avräkningspriser? Samt om de påverkas i olika grad, gör de det i avtagande omfattning för varor med lägre koncentration av mjölk?

Det huvudsakliga syftet med den här uppsatsen är att med utgångspunkt från kvantitativa analyser av historiska prisdata och med hjälp av definitionen för prisöverföring, undersöka i vilken mån förändringar i avräkningspriser påverkar konsumentpriser olika beroende på om priserna ökar eller minskar. Samt, om mjölkpriset svara asymmetriskt, sker det i så fall i fallande skala för produkter med lägre koncentration av mjölk? Där den senare undersökningsformen syftar till att undersöka vilken del som väger tyngst för att asymmetrisk prisöverföring ska uppstå, koncentration av mjölk eller grad av differentiering där differentiering antas vara ett mått på högre marknadskraft.

1.3 Avgränsningar

Studien undersöker förekomsten av asymmetrisk prisöverföring inom den svenska mjölkmarknaden och hur priser i olika led samvarierar på kort sikt. Analysen kommer, i stort, fokusera på eventuell förekomst av enhetsrötter och kointegration i ovan nämnda serier. Där förekomsten av framförallt det sistnämnda, som det kommer visa sig, kommer vara till stor hjälp vid den fortsatta analysen av studien.

Prisöverföringsundersökningen är begränsad till den vertikala, svenska marknaden, någon undersökning för spatiala prisrelationer, eller jämförelser över fler länder kommer ej att göras.

Fokus kommer ligga på att försöka besvara frågeställningen om det förekommer asymmetrisk prisöverföring på mjölkmarknaden i Sverige. Möjliga orsaker till eventuell asymmetri kommer endast vidröras i periferin och någon vidare, slutgiltig, analys på ämnet kommer ej att tas upp i denna uppsats.

Studien kommer undersöka om något långsiktigt samband mellan avräkningspriser och konsumentpriser föreligger, därmed kommer ingenting kunna sägas om hur priser påverkas av de olika leden i mjölkkedjan.

Studien är av empirisk karaktär och ingen teoriutveckling på området kommer genomföras. Vidare är undersökningsperioden begränsad till åren 1995 – 2009.

1.4 Målgrupp

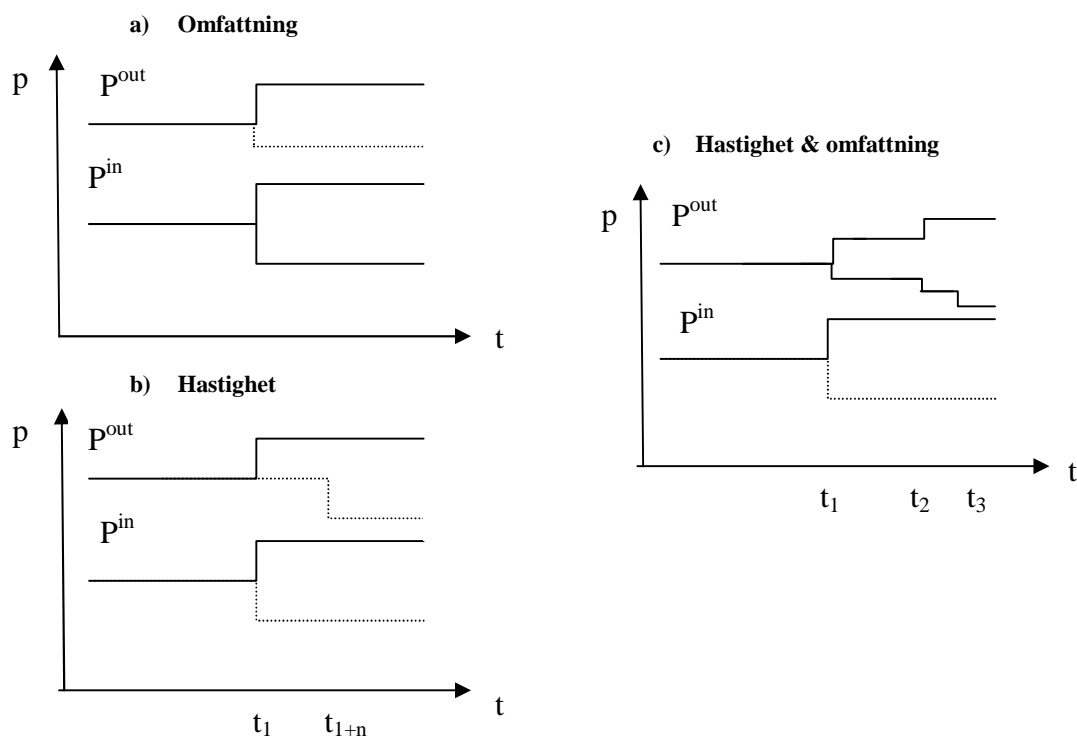
Uppsatsen vänder sig framförallt till personer som är någorlunda insatta i nationalekonomi och nationalekonomiska teorier. Dock kan även individer med intresse för den ekonomi som driver den svenska livsmedelsindustrin och jordbrukssektorn finna intresse för denna uppsats.

2 Pristransmission

I följande kapitel förs en mer ingående beskrivning av begreppet asymmetrisk prisöverföring samt orsaker till varför det uppstår. Kapitlet avslutas med en översikt på tidigare forskning.

2.1 Asymmetrisk prisöverföring

Asymmetrisk prisöverföring utgår från att en grupp på marknaden inte kan dra fördel av en prisreducering (konsumenter) eller en prisökning (producenter) då det under symmetri hade skett tidigare eller i en större omfattning. Detta kan naturligtvis påverka fördelningen av välfärdsförändringar kopplade till prisförändringar. (Koutro, Zafeiriou, & Arabatzis, 2009, s. 56). Asymmetrisk prisöverföring kan enligt Meyer och von Cramon-Taubadel (2004) kategoriseras utifrån tre olika bedömningsgrunder. Den första refererar till vilken typ av asymmetri som föreligger, det vill säga om det är *omfattningen* eller *justeringshastigheten*, den typ av asymmetri som denna uppsats undersöker, som är asymmetrisk, alternativt om båda asymmetrierna förekommer. Asymmetri med avseende på omfattning syftar här på att om en prisökning i input inträffar så blir prisökningen större (eller mindre) på outputvaran. Medan justeringshastighet syftar på att output tar längre tid på sig att inkorporera prisförändringen fullt ut. Det andra kännetecknet, positiv eller negativ asymmetri, tar i betraktande hurvida priset för outputvaran reagerar snabbare eller mer kraftfullt på en ökning i inputpris än på en minskning på detsamma. Om detta är fallet föreligger positiv asymmetri. Den tredje karakteristikan syftar på om asymmetrin inverkar vertikalt eller spatialt. (Meyer & von Cramon-Taubadel, 2004, ss. 583-586). Nedan förevisas en figur som vidare klargör begreppen om omfattning och justeringshastighet.



Figur 2: Asymmetrisk prisöverföring. Källa: Meyer, von Cramon-Taubadel (2004)

I figur a) ovanför beror omfattningens reaktion på en prisförändring i p^{in} på vilken typ prisförändring det rör sig om. Som synligt i figuren leder det till en permanent förskjutning av överföringen. Storleken på denna förskjutning beror på prisförändringen samt vilka transaktionsvolymerna som är inblandade. I b) är det justeringshastigheten som är asymmetrisk. Detta leder till en tillfällig överföring, hur tillfällig den blir beror på tidsspannet mellan t_1 och t_{1+n} samt, precis som i fallet med omfattning, vilka transaktionsvolymerna som är involverade. Den sista bilden, c), visar hur en kombination av de två beskrivna typerna skulle kunna se ut. (Meyer & von Cramon-Taubadel, 2004, ss. 583-584).

Det finns ett flertal anledningar till varför asymmetrisk prisöverföring kan tänkas uppstå, gemensamt för dessa är att alla härstammar från någon form av bristfällighet i marknadens funktionssätt. Företag kan tänkas möta olika kostnader beroende på om priset ökar eller minskar, återförsäljare kan dra sig för att höja priset på färskvaror i rädsla för att hamna i en situation där de sitter på ett oanvändbart lager eller, slutligen, omständigheterna med marknadskraft där företag med marknadskraft antas reagera snabbare på en chock som minskar deras marginaler än på en chock som ökar deras marginaler (von Cramon-Taubadel, 1998, s. 3).

Graden av marknadskraft antas vara den faktor som till största del påverkar vilken utsträckning prisförändringar förs vidare genom marknadskedjan. McCorriston et al. (2001) studerar hur graden av uppmärkning och förekomsten av skalavkastningen påverkar prisöverföringens genomslagskraft och kommer fram till att båda dessa, i stor utsträckning, påverkar prisöverföringen. Utgångspunkten är att en högre grad av marknadskraft kommer reducera

prisöverföringen. Dock visar de även att genomslaget varierar beroende på om företag har avtagande eller tilltagande skalavkastning. När tilltagande skalavkastning är närvarande hjälper detta till att öka prisöverföringen på en marknad karaktäriserad av ofullständig konkurrens. Vidare finns det även studier som visar att tilltagande skalavkastning är troligt även på kort sikt. (McCorriston, Morgan, & Rayner, 2001, ss. 146, 151). Alltså är det viktigt att inte bara ta hänsyn till hur marknadskraften på undersökningsområdet ser ut, utan det är även viktigt att ta skalavkastningen i beaktande som en förklaring till förekomsten av asymmetrisk prisöverföring.

För att kunna utröna om prisöverföring, och i förlängningen även asymmetrisk sådan, föreligger på den svenska mjölkmarknaden är det lämpligt att undersöka om det finns ett långsiktigt samband mellan de två prisserierna, avräkningspriser och konsumentpriser.

Om vi antar att detaljhandelspriser frambringas utifrån avräkningspriset och ingen asymmetri förekommer är det möjligt att skriva upp följande modell

$$p_t^{out} = \alpha + \beta_1 p_t^{in} + \varepsilon_t \quad (1)$$

där p_t^{out} är detaljhandelspriset, p_t^{in} är avräkningspriset och ε_t är feltermen, samtliga vid tiden t . (Meyer & von Cramon-Taubadel, 2004, s. 593).

Vid analys av asymmetrisk prisöverföring är det dock nödvändigt att revidera ovanstående ekvation för att möjliggöra korrigering för om konsumentpriset reagerar olika beroende på om det är en positiv eller negativ prisförändring. Detta görs förslagsvis genom att tillägga dummyvariabler till ekvation (1), görs detta får ekvation (1) följande utseende

$$p_t^{out} = \alpha + \beta_1^+ D_t^+ p_t^{in} + \beta_1^- D_t^- p_t^{in} + \mu_t \quad (2)$$

där D_t^+ och D_t^- är dummyvariabler som antar följande värden

$$D_t^+ = \begin{cases} 1 & \text{om } p_t^{in} > p_{t-1}^{in} \\ 0 & \text{annars} \end{cases}$$

$$D_t^- = \begin{cases} 1 & \text{om } p_t^{in} < p_{t-1}^{in} \\ 0 & \text{annars} \end{cases}$$

Inkluderandet av dessa dummyvariabler får till följd att inputpriset delas upp i två olika variabler, en som enbart tar hänsyn till stigande prisförändringar och en som endast tar hänsyn till avtagande prisförändringar. (Meyer & von Cramon-Taubadel, 2004, s. 594).

2.2 Tidigare forskning

En sökning på nyckelordet ”price transmission” i databasen *Elin@Lund* i april 2010 gav 45 träffar på olika artiklar. En majoritet av dessa artiklar behandlar prisöverföring på jordbruksmarknaden medan en minoritet undersöker prisöverföring på räntor, aktie-, el- och oljepriser. Flertalet av dessa artiklar är dessutom från 2000-talet. Prisöverföring i den vertikala sektorn är alltså ett ämne som det forskats en hel del om på senare år och förekomsten av asymmetrisk sådan har testats i ett flertal vertikala jordbruksmarknader.

(Jordbruksverket (2009) gjorde en undersökning av prisförändringar på den svenska mjölkmarknaden och fann där tecken på samband mellan ökade producentpris och ökade konsumentpris. Däremot fann studien inga tecken på samband mellan minskade producentpriser och konsumentpriser. Kinnucan och Forker (1987) utförde en liknande undersökning för den amerikanska mjölkmarknaden där de jämförde producentpriset med konsumentpriset för mjölk, smör ost och glass och kom fram till liknande resultat. Dock undersöker dessa studier inte några kointegrations samband.

von Cramon-Taubadel (1998) utvecklar den ekonometriska metoden för undersökning av asymmetrisk prisöverföring och använder sig av en alternativ specifikation som baseras på en error correction model och använder denna och finner asymmetri på den tyska fläskmarknaden. Peltzman (2000) gör ett gediget arbete i sin undersökning där ett hundratal marknader undersöks för asymmetrisk prisöverföring med hjälp av en *vector autoregression (VAR) model*. Studien kommer fram till att oddsen är bättre än två mot ett att priset för en vara kommer reagera snabbare på en ökning i inputpris än på en minskning av detsamma. Alltså en långsammare korrigering mot jämvikt för en prisökning än för prisminskning i producentled. Vidare utvecklar Chavas och Mehta (2004) en flexibel modell av reducerad form och finner även de tecken för asymmetri för smörpriser på den amerikanska marknaden.

Gemensamt för ovan beskrivna artiklar är att de samtliga är rent deskriptiva eller teoriutvecklande. McCorriston et al. (2001) å andra sidan undersöker vilka bakomliggande faktorer det är som ger upphov till asymmetrisk prisöverföring. Som nämnts ovan, visar de på att graden av marknadskraft samt förekomsten av skalavkastning på marknaden spelar en stor roll för att asymmetrisk prisöverföring skall uppstå på en marknad. Medan Romain et al. (2002) utvecklar en marginalmodell som tillåter för test för sambandet mellan konstant skalavkastning och prisöverföring. De utför en intressant studie där de jämför prisöverföringen på mjölk i New York City och i norra delen av staten New York före och efter införandet av en lag ämnad att försvåra för prisutpressning inom mjölkmarknaden. De finner att marknadskraften var mycket större före införandet av den aktuella lagen och när de jämför prisöverföringen mellan de två perioderna finner de att prisminskningar i produktionsled förs över i en större utsträckning när marknadskraften minskat.

Frey och Manera (2007) gör i sin artikel en omfattande granskning av den empiriska litteraturen som finns på området. Framförallt bearbetar de de olika

ekonometriska metoder som använts i skilda undersökningar. En av slutsatserna i uppsatsen är att asymmetri verkar vara mer regel än undantag då endast 11 av totalt 87 estimerade modeller påvisar symmetri på marknaden.

Slutligen bör även Meyer och von Cramon-Taubadels (2004) metaanalys på ämnet nämnas. Även här granskas mycket utav den forskning och utveckling som skett på ämnet de senaste decennierna. Här kommer de även fram till att valet av metod tenderar att ha en viss inverkan på resultatet. Tabell 1 nedan summerar dessa resultat.

	Testmetod					
	Alla metoder	Första differens	Summerade differenser	ECM	Åtskillnads-tröskel	Diverse metoder
Totalt antal test, av vilka:	205	93	53	31	10	18
Symmetri upprätthålls	106	30	40	17	2	17
Symmetri förkastas	99	63	13	14	8	1
Symmetri förkastas (%)	48	68	25	45	80	6

Tabell 1: Resultat från olika asymmetritest. Källa: Meyer, von Cramon-Taubadel 2004.

En titt på denna tabell syns det tydligt olika metoder ger olika andel bekräftelse av asymmetri. Det är förvisso olika produkter som testats i de olika metoderna men likväl bör det beaktas att påvisning av förekomsten av asymmetri kan i viss mån korrelera med vilken metod som använts.

3 Empirisk specifikation

I detta kapitel presenteras och legitimeras de teorier och begrepp som synes avgörande för genomförandet av denna studie. Nedan tas de teorier och ekonomiska modeller som är intressanta för denna studie upp. Betoningen ligger på tidsserieanalys.

3.1 Analys av tidsserier

Vid analys av längre tidsserier, såsom månatliga prisserier som undersöks här, kan en del svårigheter uppstå som bidrar till att vanlig OLS-estimering blir missvisande. Ett sådant problem kan uppstå om serierna är icke-stationära vilket innebär att lutningsparametern, β_1 , är lika med ett. Man säger då att y_t innehåller en enhetsrot eftersom lutningsparametern, eller den autoregressiva parametern, är lika med ett. (Westerlund, 2005, ss. 202-203). Använder man standardmetoden för regressionsanalys på den här typen av tidsserier kan det leda till felaktig inferens, såsom missvisande R^2 -, t - och F -statistika. Anledningen till detta är att den totala variationen i y_t kommer bli oändligt stor eftersom y_t har en stokastisk trend, samtidigt som medelvärdet är konstant, och eftersom R^2 beror på den totala variationen, som närmar sig oändligheten, kommer R^2 -värdet närma sig ett (Harris & Sollis, 2003, s. 32), fastän de olika variablerna kanske egentligen inte har något att göra med varandra.

3.1.1 Icke-stationäritet

Tidiga studier gällande asymmetrisk prisöverföring använde ofta varianter av ekonometriska metoder som ej har tagit hänsyn till icke-stationäritet (von Cramon-Taubadel, 1998, s. 5). En generell modell av sådan typ kan skrivas som ekvation (3) nedan

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-2} + \dots + \beta_p y_{t-p} + \varepsilon_t. \quad (3)$$

Förvisso går det att visa att en dynamisk modell av denna typ mycket väl kan korrigera för den typ av problem associerade med icke-stationära tidsserier som beskrivits ovan (Hamilton, 1994, ss. 561-562). Likväl är det elementärt att testa för icke-stationäritet vid den här typen av studie. Det är möjligt att testa om en variabel är icke-stationär genom att kontrollera om den innehåller en enhetsrot. Detta görs förslagsvis med hjälp av ett *Dickey-Fuller-test* (DF) eller ett *utvidgat*

(augmented) *Dickey-Fuller-test* (ADF). DF-testet utförs genom estimat av en AR(1)-process i stil med

$$y_t = \rho y_{t-1} + x_t' \delta + \varepsilon_t \quad (4)$$

där x_t är exogena regressorer och δ samt ρ är parametrar som ska estimeras. y_{t-1} subtraheras från båda sidor av ekvationen:

$$y_t - \rho y_{t-1} = \alpha y_{t-1} + x_t' \delta + \varepsilon_t \quad (5)$$

där $\alpha = \rho - 1$. Hypoteserna som testas är

$$H_0: \alpha = 0$$

$$H_1: \alpha < 0.$$

Dickey och Fuller (1979) visade att under nollhypotesen om en enhetsrot, följer denna statistika inte den vanliga t -fördelningen varpå de även beräknade kritiska värden för olika tester och urvalsstorlekar. (Verbeek, 2008, ss. 283-284).

Fördelen med att istället använda sig av ADF-testet är att denna metod tar hänsyn till om den beroende variabeln är autokorrelerad med mer än en lagg, det vill säga om variabeln följer en AR(p)-process. Om serien är korrelerad av en högre ordning kommer antagandet att ε_t är *vitt brus* att överträdas. Varför det är viktigt att ta med rätt antal laggar i testet. Om vi antar att y_t är autokorrelerad av ordning p skriver vi först om ekvation (5) så att den ser ut som

$$y_t - \rho y_{t-1} = \alpha y_{t-1} + \beta_1 y_{t-2} + \beta_2 y_{t-3} + \dots + \beta_p y_{t-p} + v_t \quad (6)$$

där $\alpha = (\rho - 1)$, och estimerar denna. Nollhypotesen, $\alpha = 0$, testas mot alternativet, $\alpha < 0$. Om nollhypotesen inte förkastas, vilket innebär att serien följer en *slumpvandring*, så innehåller y_t en enhetsrot. (Verbeek, 2008, s. 286).

3.1.2 Kointegration

Lyckligtvis finns det ett undantag när icke-stationära serier eller variabler bör undvikas i regressionsanalys och det är när serierna är kointegrerade. Två kriterier måste uppfyllas för att två tidsserier ska vara kointegrerade. x_i och y_i måste vara icke-stationära och feltermen, ε_i , måste vara stationär. Serier som är kointegrerade innehåller samma stokastiska trend vilket resulterar i att de har en gemensam komponent, den så kallade enhetsroten, fastän de är icke-stationära (Westerlund, 2005, s. 209). Om en icke-stationär serie måste differentieras d gånger innan den blir stationär sägs den vara integrerad av ordningen d ($I(d)$). Här har vi tidsserier med avräkningspriser och konsumentpriser om båda dessa är $I(1)$ kommer vanligtvis även den linjära kombinationen av dessa serier att vara $I(1)$. Men om det finns en vektor så att slump termen från regressionen är av lägre integration, säg $I(0)$ kommer prisserierna för avräkningspriset och konsumentpriset vara kointegrerade av ordningen $CI(1,1)$. (Harris & Sollis, 2003, s. 34). Eftersom det är

kortsiktiga avvikelser från det långsiktiga sambandet mellan dessa priser som eftersöks är detta till en stor fördel då det nu är möjligt att enbart estimeras det, ovan nämnda, statistiska förhållandet

$$p_t^{out} = \alpha + \beta_1 p_t^{in} + \varepsilon_t \quad (7)$$

Givet att vi känner till att p_t^{in} och p_t^{out} är icke-stationära är det möjligt att testa om de är kointegrerade genom att estimeras ekvation (7) genom OLS, spara residualerna och sedan estimeras följande ekvation

$$\hat{\varepsilon}_t = \gamma_0 + \gamma_1 \hat{\varepsilon}_{t-1} + v_t \quad (8)$$

och testa $H_0: \gamma_1 = 0$ (enhetsrot) mot $H_1: \gamma_1 < 0$ (Westerlund, 2005, ss. 211-212). Visar det sig att nollhypotesen kan förkastas betyder det att $\hat{\varepsilon}_t$ i ekvation (7) är $I(0)$ och således även att ett kointegrationssamband mellan x och y föreligger. Viktigt att poängtera här är att eftersom OLS-estimatorn väljer residualerna i ekvation (8) så att de får en så låg varians som möjligt finns det en tendens för förkastning av nollhypotesen för ofta om man använder de vanliga kritiska värdena. Därför är det viktigt att använda alternativa, mer negativa, kritiska värden vid utförandet av den här typen av kointegrationstest. (Verbeek, 2008, ss. 329-330). Alltså, så även om avräkningspriset och detaljhandelspriset är icke-stationära och har samma långsiktiga trend innebär faktumet att de är kointegrerade att de nu varierar kring ett fast medelvärde vilket medför att det nu är möjligt att studera samvariationen mellan dessa två serier på kort sikt.

Det har visat sig att ovan beskrivna förfarande vid test för kointegration inte fungerar så väl vid små urval. Denna uppsats har totalt 180 observationer och det är möjligt att det är i underkant. Ett alternativ som har visat sig fungera bättre vid mindre urval är *Johansenmetoden* (von Cramon-Taubadel, 1998, s. 9). Beakta följande vektor autoregression

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + Bx_t + \varepsilon_t \quad (9)$$

där y_t är en k -vektor av $I(1)$ -variabler och x_t är en d -vektor av deterministiska variabler. Det är möjligt att skriva om denna VAR som

$$y_t = \sum_{i=1}^{p-1} \pi_i y_{t-i} + Bx_t + \varepsilon_t \quad (10a)$$

$$\text{där } \pi_i = \sum_{j=i+1}^p A_j - I, \quad i = 0, \dots, p-1. \quad (10b)$$

Om det visar sig att koefficientmatrisen, Π , har reducerad rank, det vill säga $r < k$, då förekommer det $k \times r$ matriser α och β , båda med rank r så att $\Pi = \alpha\beta'$ och y_t är $I(0)$. r är alltså antalet kointegrationssamband och varje kolumn i α är kointegrationsvektorn. Johansenmetoden estimerar $\alpha\beta'$ -matrisen från VAR och testar om det är möjligt att förkasta de medförda restriktionerna från den reducerade ranken av Π . Nollhypotesen som testas är alltså r kointegrationssamband mot k kointegrationssamband, där k är antalet endogena variabler för $r = 0, 1, \dots, k-1$. (Harris & Sollis, 2003, ss. 110-111).

Således, om något kointegrationssamband inte kan finnas med hjälp av den först beskrivna metoden kommer även ett kointegrationstest baserat på Johansenmetoden att utföras för att verkligen vara på den säkra sidan om kointegration förekommer eller ej.

3.1.3 Error correction model

Givet att ekvation (7) visar sig vara kointegrerad kan estimatet av denna ekvation ses som det långsiktiga jämviktsläget mellan de två priserna. Eftersom det är de kortsiktiga avvikelserna från långsiktigt jämviktssamband som är av intresse i denna studie är det här även av intresse att studera hur variablerna rör sig på kort sikt när de befinner sig i disequilibrium. Ett vanligt angreppssätt för att studera dessa rörelser på kort sikt är att använda sig av en *error correction model* (ECM). (Harris & Sollis, 2003, ss. 36-37). ECM framställdes först av Engle och Granger (1987). De förelag ett tvåstegsförfarande där man först estimerar jämviktsrelationen och testat för kointegration och sen estimerar en ECM, det vill säga en regression där samtliga variabler, undantaget residualerna från den första ekvationen, de så kallade felkorrigeringstermen, ECT (error correction term), uttrycks i första differenser (Frey & Manera, *Econometric models of asymmetric price transmission*, 2007, s. 375). En ECM inkluderar alltså laggade residualer från den estimerade ekvationen (7), och det är dessa som mäter avvikelser från långsiktig jämvikt mellan p^{in} och p^{out} . Om dessa dessutom delas upp i två delar, en som enbart innehåller stigande residualer och en som enbart innehåller sjunkande, som i ekvation (2), blir det möjligt att testa för asymmetrisk prisöverföring. Ekvation (7) får nu följande utseende

$$\Delta P_t^{out} = \beta_0 + \beta_1 P_t^{in} + \phi^+ ECT_{t-1}^+ + \phi^- ECT_{t-1}^- + \beta_2(L) P_{t-1}^{out} + \beta_3(L) P_{t-1}^{in} + \varepsilon_t \quad (11)$$

där $ECT^{+/-}$ är felkorrigeringstermen, uppdelade i positiva respektive negativa, laggade residualer och $\beta_2(L)$ och $\beta_3(L)$ är laggpolynomer. (von Cramon-Taubadel, 1998, s. 6). Fördelen med ECM är att den upptar både kortsiktiga och långsiktiga effekter, vid perioder av disequilibrium kommer ECT^+ och ECT^- vara skilda från noll och således kan estimatet av β_2 tolkas som hur snabbt priserna rör sig tillbaka mot jämvikt (Harris & Sollis, 2003, s. 38). Om modellen är korrekt specificerad bör β_2 anta värden mellan -1 och 0 och ju närmre -1 estimatet ligger desto snabbare justering tillbaka till jämvikt. (Pfaff, Sven, & Herrman, 2004, s. 13).

Således är det estimatet av β_2^+ och β_2^- som kommer ligga till grund för att avgöra om det föreligger någon asymmetrisk prisöverföring på den svenska mjölkmarknaden på kort sikt. Om estimatet av β_2^- och β_2^+ visar sig vara signifikant skilda från varandra betyder detta följaktligen att symmetri på marknaden kan förkastas. Vidare, eftersom β_2^- mäter justeringshastigheten, bör estimatet av β_2^- vara större än β_2^+ eftersom det betyder att omställning av priser vid en prisminskning överförs med en högre hastighet. Detta stämmer överens med det antagande inom asymmetrisk prisöverföring att prisrörelser som pressar marginalerna överförs snabbare än en likvärdig förändring som drygar ut marginalerna.

3.1.4 Säsongsjustering & Strukturella brott

Vissa former av data uppvisar starka mönster över olika säsonger. Till exempel har konsumtion en benägenhet för att stiga i december, glasskonsumtionen går upp under sommaren och det säljs fler ägg till påsk. Dessa mönster svarar ofta för en stor del av den totala variationen i datamängden och är därför viktiga att ta hänsyn till vid modelluppbyggnaden. (Harris & Sollis, 2003, ss. 64-65). Säsongsjusteringen i denna uppsats kommer ske med hjälp av en metod med det engelska namnet *ratio to moving average*. Denna metod beräknar först det centrerade glidande medelvärdet av y_t enligt

$$x_t = (0,5y_{t+6} + \dots + y_t + \dots 0,5y_{t-6})/12. \quad (12)$$

Sedan beräknas kvoten $i_t = y_t/x_t$. Säsongsexponent, i_m , beräknas sedan för varje månad, m , som ett medelvärde av i_t . Säsongsexponenterna justeras så att de kan multipliceras till ett. Detta görs genom att beräkna säsongsfaktorerna som kvoten mellan säsongsexponenten och det geometriska medelvärdet av exponenterna enligt

$$s = i_m / (\sqrt[12]{i_1 i_2 \dots i_{12}}). \quad (13)$$

s är skalningsfaktorn och kan tolkas som att serien y är s_j procent högre i period j jämfört med den justerade serien. (Eviews 4 User Guide, 2004, ss. 188-189). Den slutgiltiga, säsongsjusterade, serien erhålls slutligen genom att dividera y_t med säsongsfaktorerna s_j .

Ett annat tillfälle där dummyvariabler bör inkluderas i regressionen är när det finns ett *strukturellt brott* (structural break) i serierna. I tidsseriedata kan koefficienterna vara olika före och efter en stor förändring i dataserien, ett så kallat strukturellt avbrott. Test för kointegration i tidsseriedata med ett strukturellt avbrott närvarande tenderar att ha låg förmåga om ingen hänsyn till avbrottet tas (Harris & Sollis, 2003, s. 84). Om ett strukturellt avbrott föreligger i serien bör alltså en dummyvariabel inkluderas med de andra förklarande variablerna. Denna dummy antar då värdet noll för observationerna före avbrottet och värdet ett efter. På så vis tas det hänsyn till det strukturella avbrottet i estimering av modellen och ekvationen anpassas separat för de två underurvalen.

För att testa om ett strukturellt avbrott föreligger används förslagsvis ett *Chow-test*. Om man utgår från en specifikation som består av två grupper, före och efter avbrottet, dessa kan då anges som $g_i = 0$ och $g_i = 1$. Detta kan, generellt, skrivas som ekvation (12) nedan.

$$y_i = x_i' \beta + g_i x_i' \gamma + \varepsilon_i \quad (14)$$

I ekvation (14) är $g_i x_i'$ en K -dimensionell vektor som innehåller alla förklarande variabler som även påverkas av indikatorvariabeln g_i . Ekvationen säger alltså att koefficientvektorn för grupp noll är β medan för grupp ett är det $\beta + \gamma$. Det är alltså möjligt att testa nollhypotesen $\gamma = 0$ vilket betyder inget avbrott. Detta testas förslagsvis med ett F -test där teststatistikan ges av

$$f = \frac{(S_R - S_{UR})/K}{S_{UR}/(N-2K)} \quad (15)$$

där K är antalet variabler i den begränsade modellen och S_{UR} samt S_R är kvadratsumman av residualerna för den icke-begränsade respektive den begränsade modellen. (Verbeek, 2008, ss. 66-67).

3.2 Kausalitet

Att två olika variabler är korrelerade säger ingenting om kausalitetssambandet mellan dessa serier. Denna studie utgår från att mjölkavräkningspriset föranleder mjölkpriset och de andra varornas pris. För att kunna konstatera om så verkligen är fallet är det möjligt att genomföra ett *Granger kausalitetstest*. Testet undersöker hur stor del av y som kan förklaras av tidigare värden på y och adderar sedan lagade värden av x för att se om detta förbättrar förklaringsgraden. Om x förbättrar förklaringsgraden sägs y vara Granger-orsakad av x . Testet beräknar följande ekvationer

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \dots + \alpha_l y_{t-l} + \beta_1 x_{t-1} + \dots + \beta_l x_{t-l} + \varepsilon_t \quad (16a)$$

$$x_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_{t-1} + \dots + \alpha_l x_{t-l} + \beta_1 y_{t-1} + \dots + \beta_l y_{t-l} + \varepsilon_t \quad (16b)$$

och testar hypotesen $\alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_l = 0$ för båda ekvationerna vilket betyder att x alternativt y inte tillför ekvationen något. Nollhypotesen, som utförs med ett vanligt F -test, är alltså att x inte Granger-orsakar y i första ekvationen och vice versa i den andra. (Eviews 4 User Guide, 2004, s. 226). Det bör tilläggas att det inte är alltid testet ger ett givet resultat utan ofta resulterar det i tvåvägskausalitet, alltså att båda variablerna orsakar varandra.

3.3 Empiriskt tillvägagångssätt

Till att börja med skattas ekvation (7). Med ett estimat av denna ekvation testas ekvationen för icke-stationäritet genom att testa för enhetsrot med ADF-test. En viktig aspekt gällande ADF-test är valet av antal laggar som ska tas med i modellen, emedan både för många och för få inkluderade laggar kan orsaka problem i form av obefogad reducering av antal frihetsgrader respektive misspecifikation av modellen (Conforti, 2004, s. 8). Optimalt antal laggar, K , väljs här genom *Schwartz informationskriterium*. Schwartz informationskriterium väljer den specifikation som maximerar $[\ln(\text{sannolikhetsfunktion}) - (1/2)k\ln(T)]$, där k är antalet parametrar och T är antalet observationer (Chavas & Mehta, 2004, s. 1083).

Om ekvation (7), mot förmodan, visar sig vara stationär kan vidare analys fortgå och test för asymmetrisk prisöverföring görs genom ekvation (2).

Om ekvation (7), å andra sidan, skulle visa sig vara icke-stationär tar analysen en annan vändning. Då testas om serierna är kointegrerade för att, på den vägen,

utröna om ett långsiktigt samband mellan serierna föreligger. Förekomsten av kointegration testas i enlighet med hur det detta beskrivs i kapitel 3.1.2, genom att undersöka om de skattade residualerna innehåller någon enhetsrot. Fastställs det att serierna är kointegrerade bestäms ECM och estimerat av denna utförs, baserat på ekvation (11) där antal laggar återigen bestäms utifrån Schwartz informationskriterium. I utgångspunkten att $ECT = ECT^+ + ECT^-$ kan ett *Wald-test* användas för att testa nollhypotesen om symmetri $\alpha^+ = \alpha^-$ mot alternativhypotesen $\alpha^+ \neq \alpha^-$, det vill säga asymmetri i prisserien (von Cramon-Taubadel, 1998, s. 6). Wald-testet beräknar teststatistika baserat på den icke-begränsade regressionen, statistikan mäter hur väl de icke-begränsade estimaten uppfyller restriktionerna under nollhypotesen. Detta är ett bra test när man inte har tillgång till en explicit uppskattning av den avgränsade modellen. (Verbeek, 2008, s. 31).

Ovan beskrivna förfarande genomförs för samtliga prisserier varpå jämförelser dessa emellan kan göras för att på så sätt utröna om varor med lägre koncentration av mjölk påverkas i lägre utsträckning av förändringar i avräkningspriset. Alternativt om dessa varor svara mer asymmetriskt än konsumtionsmjölk utifrån att de antas vara mer diversifierade och således även omfattas av högre marknadskraft.

3.4 Reflektioner på metoden

En del aspekter bör tas upp gällande den typ av estimering som beskrivits ovan. Kointegration och ECM baseras på idén om ett långsiktigt jämviktssamband, vilket förhindrar p^{in} och p^{out} från att driva isär. Således är det enbart möjligt att undersöka asymmetri med avseende på justeringshastighet, analys gällande i vilken omfattning asymmetrin uppvisar är ej möjlig. Detta eftersom asymmetrisk prisöverföring med avseende på omfattning innebär att det finns en permanent skillnad mellan positiva och negativa prisförändringar något som i förlängningen innebär att serierna inte kan vara kointegrerade. Vidare är de två parametrarna α^+ och α^- i ekvation (11) konstanta vilket innebär att alla avvikelser från långsiktigt jämvikt kommer tas med i modellen, och korrigeras i en konstant proportion, oavsett hur små de än må vara (Meyer & von Cramon-Taubadel, 2004, s. 597).

Till sist bör det även nämnas att materialet som används i tidsserieanalysen är av månatlig typ. Om prisöverföring mellan två marknader är asymmetrisk på kort sikt men symmetrisk på lång sikt, kan estimering med lågfrekvent data misslyckas med att uppvisa asymmetrin i prisserien. Månatlig data kan, enligt von Cramon-Taubadel (1998), vara i underkant, varpå han föreslår veckodata vid den här typen av studie. (von Cramon-Taubadel, 1998, ss. 7-8). Några sådana data har dock ej kunnat hittas för svenska mejeripriser och detta, tillsammans med ovan nämnda aspekter, får ses som en svaghet i denna studie.

Det ska dock tilläggas att under förarbetet med denna uppsats har ett flertal studier som undersöker asymmetrisk prisöverföring genomgått och flertalet utav dessa har de facto använt sig av månatliga observationer, eller i vissa enstaka fall

även av kvartalsobservationer. (Se till exempel Conforti (2004), Romain et al. (2002), Koutro et al. (2009) samt Chavas och Mehta (2004)). Dessutom så, enligt Frey och Manera (2007) går det inte att hitta någon signifikant skillnad mellan resultaten i undersökningar som använt vecko- eller månadsdata (Frey & Manera, 2007, s. 402). Därmed får det antas att användandet av månadsdata inte kommer påverka resultaten i alltför stor utsträckning.

4 Data

Följande kapitel syftar till att vara kedjan mellan teori och resultat & analys. Här beskrivs materialet samt de verktyg och metoder som används för att framställa uppsatsens resultatdel. Materialet och teorin beskrivs ytterligare för att närmare påvisa hur det har använts för att nå resultat i uppsatsen.

4.1 Material

Materialet i denna undersökning består framförallt av historisk prisindexdata. För att bygga upp en stabil teorigrund har även artiklar och en del teoretisk litteratur använts. Materialet, prisindex såväl som artiklar, är alltså av sekundärdatatypen.

Avräkningsprisindex, som avser att visa utvecklingen på producentpriset för mjölk, är ett så kallat A-index. A-index är en prisindexserie, därmed ingår det inte för producenterna inkomsthöjande ersättningar, såsom direktbidrag, djurbidrag eller gårdsstöd. Detta index är likvärdigt med *Output Price Index* som Eurostat publicerar för alla EU-länder (Jordbruksverket, 2008).

Konsumentprisindex (KPI) som representerar priset för de färdiga produkterna är av KPI-J-typ, det vill säga *konsumentprisindex för jordbruksreglerade livsmedel*. Detta index avser visa prisutvecklingen på priser till konsument (Jordbruksverket, 2008).

4.1.1 Datainsamling

Data samlades in från jordbruksverkets hemsida. Jordbruksverket är den myndighet som är ansvarig för officiell statistik rörande det svenska jordbruksområdet, ett uppdrag de fått utav regeringen. Som ansvarig myndighet för denna statistik har de en skyldighet för att statistiken ska vara objektiv, att den dokumenteras samt att den kvalitetsdeklarerar. (Jordbruksverket, 2009). Insamlad data till denna studie antas således vara objektiv och av god kvalitet.

Från jordbruksverkets hemsida är det möjligt att ladda ner större mängder data och dataserier lämpade för studier av denna sort. Månadsdata för avräkningspriser och konsumentprisindex för aktuella slutvaror samlades in för åren januari 1995 till december 2009. Dessa data presenterades på jordbruksverkets hemsida som olika indexserier med olika basår för varje serie. Indexserier som samlades in var alltså: januari 1995 till december 2002 med 1995 som basår, januari 2000 till december 2008 med 2000 som basår och, slutligen, januari 2005 till december 2009 med 2005 som basår. Detta gjorde det nödvändigt att räkna om de två senare indexserierna så att ett gemensamt basår, närmare bestämt 1995, gällde för

samtliga serier. Detta gjordes, för serien 2000 till 2008, genom att dividera de observerade värdena med basårsvärdet för denna serie, dessa resultat multiplicerades sedan med det observerade värdet i december 2000 från serien med 1995 som basår. Ett liknande förfarande gjordes sedan för 2005 till 2009 fast nu mot de omräknade värdena för 2000 till 2008. Matematiskt formulerat får det följande uttryck

$$\frac{P_{00+t}}{P_{00}} \times P_{95/00} \quad (17)$$

där $P_{95/00}$ representerar observationen för december 2000 med basår 1995. Med indexen färdigställda är det sedan enkelt att göra prisjämförelser över tiden.

Förutom prisindex för avräkningspriset samlades även prisindex in för de slutvaror som studien ämnar jämföra avräkningspriserna mot. Förutom konsumtionsmjölk samlades prisindex för följande varor in i fallande skala när det gäller betydelsen av mjölk som insatsvara.

- Grädde
- Smör
- Glass
- Ost

Ovan beskrivna skala grundar sig på de metoder som används vid framställandet av slutprodukten samt hur stor del av slutvaran som innehåller ren mjölk. I appendix C förs en noggrannare beskrivning av hur de olika produkterna framställs.

Margarin, en annan vara som använder mjölk i produktionen, utelämnades då denna vara till större del använder andra vegetabiliska fetter i produktionen varför korrelationen mellan denna vara och avräkningspriset för mjölk antas vara alltför låg.

4.2 Genomförande

Utgångspunkten för tidsserieanalysen är de insamlade prisindexen som sträcker sig över perioden januari 1995 till december 2009. Prisindex som använts är för inputen avkastningspris för mjölk samt för output mjölk, grädde, glass, smör och ost.

För att analysera prisserierna har *Microsoft Office Excel* samt det ekonometriska analysprogrammet *EViews 4.1 Student Version* använts.

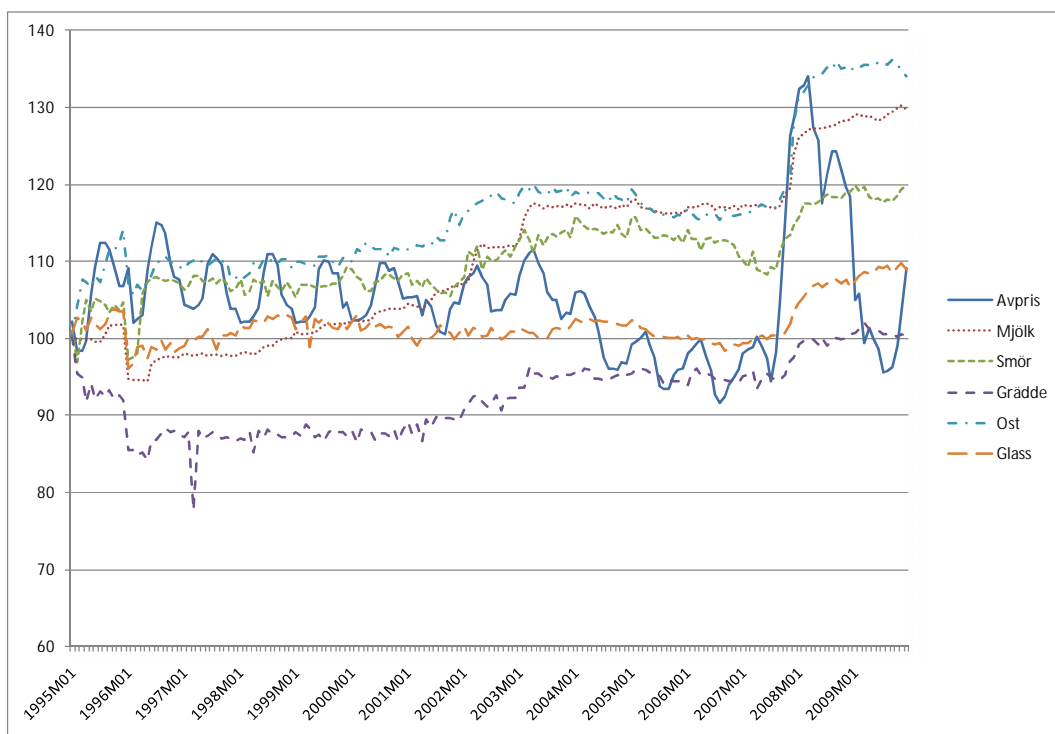
Prisserierna analyseras i form av prisindex med basår 1995, detta eftersom index möjliggör för jämförelser av prisutveckling över tiden.

I ett inledande skede undersöks huruvida ett långsiktigt samband mellan avräkningspris för mjölk och konsumtionsmjölkspris föreligger. Därefter testas

även om detta samband föreligger för de övriga varorna. Slutligen kommer även avräkningspriset jämföras mot ett index med sammanlagda mejeriprodukter.

4.3 Beskrivning av data

Vid en första titt på tidsserierna i figur 3 nedan blir det tydligt att ett visst samband tycks föreligga mellan avräkningspriset, mjölk, ost, glass och smör, medan grädde tycks följa en egen väg. Mjöl-, smör-, och ostpriset visar tecken på en uppåtgående trend, varpå en tidstrend förmodligen bör inkluderas i modellerna för dessa priser. Vidare uppvisar avräkningspriset tydliga tendenser för säsongvariationer, framförallt under första halvan av undersökningsperioden. Ett strukturellt avbrott tycks även ha inträffat någon gång under andra halvan av 2007 samt i början av 1996. Detta är i synnerhet tydligt för mjölk-, ost- och avräkningspriset, men även de andra serierna visar på, mer eller mindre, tydlig nedgång (uppgång) kring 1996 (2007). Seminariet



Figur 3: Prisutveckling för samtliga serier. Källa: Egna beräkningar utifrån data hämtat från jordbruksverket.

Vid undersökning av asymmetrisk prisöverföring kan det vara bra att i ett inledande skede titta på hur fördelningen för priserna ser ut för den aktuella undersökningsperioden. Detta för att se om priserna är skevt fördelade. Skevhet är ett standardmått på en sannolikhetsfördelnings asymmetri kring dess medelvärde. För en symmetrisk, normalfördelad serie är skevheten lika med noll, det vill säga

$E\{\hat{\varepsilon}_i^3\} = 0$ för normalfördelade serier, medan den för en asymmetrisk serie kommer uppvisa ett positivt, alternativt negativt, värde med en lång svans över, alternativt under, dess medelvärde. Om fördelningen på priserna alltså visar sig vara skev är detta ett tecken på att sannolikhetsfördelningen över priserna är asymmetrisk. (Chavas & Mehta, 2004, s. 1082).

Inspektion av skevheten i de olika säsongsjusterade serierna gav följande resultat, beräknade enligt formeln för skevhet $s = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left(\frac{y_i - \bar{y}}{\hat{\sigma}}\right)^3$, där $\hat{\sigma}$ är den estimerade variansen (EViews 4 User Guide, 2004, s. 157).

	Skevhet
Avpris	1,1095
Mjolk	0,2539
Smör	-0,0671
Grädde	0,0343
Ost	1,1756
Glass	1,3364
Sammanlagda mejprod.	0,6859

Tabell 2: Beräknad skevhet för de olika prisserierna. Källa: Se figur 3.

Resultaten från skevhetsinspektionen visar på att majoriteten av priserna har en positiv skevhet vilket betyder att dessa priser är asymmetriska och har långa svansar associerade med höga priser. Smörpriset uppvisar en negativ skevhet vilket betyder en längre svans för lägre priser. Denna skevhet, tillsammans med den för grädde, är dock väldigt nära noll så innebörden av detta ska förmodligen inte uppförstoras utan kan också tolkas som att priserna är symmetriskt fördelade.

4.3.1 Test av serierna

ADF-test utförs för samtliga serier för att undersöka stationariteten i serierna. Resultatet från dessa test beskrivs nedan i tabell 3.

ADF	t-statistika	Kritiskt testvärde			
		Utan trend		Med trend	
		1%	5%	1%	5%
Avräkningspris	-0,1478	-3,51	-2,89	—	—
Mjök	-2,7503	—	—	-4,04	-3,45
Smör	-2,1289	-3,51	-2,89	—	—
Grädde	-0,9203	-3,51	-2,89	—	—
Ost	-0,7513	-3,51	-2,89	—	—
Glass	-0,4900	-3,51	-2,89	—	—
Sammanlagda mej.prod.	-2,0848	—	—	-4,04	-3,45

Tabell 3: Resultat av ADF-test med optimalt antal laggar valt av Schwartz informationskriterium. Källa: Se figur 3. **Kritiska värden från Dickey, D (1975). Källa:** Fuller (1976).

Som är synligt i tabell 3 ovan är absolutbeloppet av de kritiska testvärdena på enprocentsnivån större än det observerade t -värdets absolutbelopp för samtliga serier. Således är det inte möjligt att förkasta nollhypotesen om enhetsrot i något utav testen och följaktligen är de aktuella prisserierna ej heller stationära.

I utgångspunkt i ovan förda resonemang fortgår analysen nu med test för kointegration mellan de aktuella prisserierna och avräkningspriset för mjök. Kointegrationstestet utförs i enlighet med skattning av ekvation (8) och resultatet presenteras nedan i tabell 4.

	t-statistika	5% kritiskt värde
Mjök	-2,3656	-3,3400
Smör	-3,2676	-3,3400
Grädde	-4,2048	-3,3400
Ost	-4,9980	-3,3400
Glass	-4,1473	-3,3400
Sammanlagda mej.prod.	-2,8333	-3,3400

Tabell 4: Resultat kointegration. Källa: Se figur 3. **Kritiskt värde från Davidson, R. och MacKinnon, J. G. (1993). Källa:** Verbeek 2008.

¹ De kritiska värdena bygger på $N = 100$. Samtliga serier innehåller dock även en enhetsrot när kritiska värden från $N = 250$ används.

I tabell 4 visas resultaten från test av nollhypotesen $\lambda = 0$. Residualerna kommer från estimering av ekvation (7) som har justerats för trend och strukturellt avbrott. Utifrån t-statistikan och det kritiska värdet i tabell 3 är det synligt att ett kointegrationssamband existerar mellan avräkningspriset och grädde, ost och glass. För smör går det att påvisa att ett samband föreligger på 10 procentig signifikans (kritiskt värde -3,04) vilket får antas som acceptabelt, medan mjölkpriset och de sammanlagda mejeriprodukterna inte uppvisar något kointegrationssamband gentemot avräkningspriset. Således genomförs test för kointegration med hjälp av Johansenmetoden för mjölk och de sammanlagda mejeriprodukterna.

Mjök			
Hypotes: antal kointegrationsvektorer	Trace statistika	5% kritiskt värde	1% kritiskt värde
inga	26,01914	25,32	30,45
max en	9,210502	12,25	16,26
Sam mejprod.			
Hypotes: antal kointegrationsvektorer	Trace statistika	5% kritiskt värde	1% kritiskt värde
inga	29,94289	25,32	30,45
max en	7,059268	12,25	16,26

Tabell 5: Johansentest för kointegration. Källa: Se figur 3.

Resultaten från Johansentestet är synliga i tabellen ovan. Hypotesen om inga kointegrationssamband förkastas på 5-procentsnivån för både mjök och de sammanlagda mejeriprodukterna medan hypotesen om max ett kointegrationssamband ej kan förkastas. Därför kommer den fortsatta analysen utgå från att även dessa två prisindex är kointegrerade med avräkningspriset. Följaktligen kan det konkluderas att analysen för samtliga varor kommer ske med hjälp av en error correction model. Att inkorporera de asymmetriska effekterna med hjälp av ett Johansenangreppssätt är en förhållandevis komplicerad procedur. Därför kommer ECM för samtliga produkter likväl estimeras utifrån Engle-Grangers tvåstegsmetod.

För att kontrollera att avräkningspriset verkligen har en effekt på de olika varupriserna utförs även ett Granger kausalitetstest där kausaliteten mellan avräkningspriset och de olika varupriserna testas. Resultatet från detta test förevisas på nästa sida.

Grangerkausalitet	Lagglängd: 2		Lagglängd: 4		Lagglängd: 6	
	F-stat	P-värde	F-stat	P-värde	F-stat	P-värde
avpris --> mjolk	5,1203	0,0069	3,3501	0,0114	2,1403	0,0516
mjolk --> avpris	4,0425	0,0192	1,8707	0,1179	1,9619	0,0741
avpris --> glass	2,3160	0,1017	3,3065	0,0123	2,6647	0,0172
glass --> avpris	0,8728	0,4196	1,2135	0,3070	2,1863	0,0469
avpris --> grädde	4,2616	0,0156	3,5270	0,0086	2,4824	0,0253
grädde --> avpris	0,6443	0,5263	1,2613	0,2873	1,7265	0,1180
avpris --> ost	3,7331	0,0259	4,1722	0,0030	2,9069	0,0102
ost --> avpris	0,8238	0,4405	1,6932	0,1539	1,3391	0,2427
avpris --> smör	0,1272	0,8806	0,3409	0,8501	1,1818	0,3186
smör --> avpris	9,7980	0,0001	8,0525	0,0000	5,0222	0,0001
avpris --> sam. prod.	3,9520	0,0210	3,4650	0,0095	2,8487	0,0116
sam. prod --> avpris	3,8878	0,0223	2,7853	0,0283	2,5925	0,0200

Tabell 6: Granger kausalitetstest. Avräkningspris mot samtliga variabler. Fetmarkerade p-värden signifikanta på minst 10 % -nivån Källa: Se figur 3.

Som synligt i tabell 6 ovan orsakar avräkningspriset samtliga varupriser med undantag av smör som istället verkar orsaka avräkningspriset. Att smörpriset skulle orsaka avräkningspriset verkar dock högst osannolikt så detta är något som kommer ignoreras i denna studie. Det omvända, att avräkningspriset inte har föranleder smörpriset, är dock sannolikt så de kommande resultaten gällande smör ska förmodligen tolkas med försiktighet.

I övrigt kan det tilläggas att majoriteten av produkterna, mjölk, glass, grädde och ost, uppvisar envägskausalitet under åtminstone en av lagglängderna vilket får ses som en styrka för undersökningen.

5 Resultat & Analys

I detta kapitel presenteras och analyseras de resultat som har erhållits vid bearbetningen av de olika prisserierna. Deltolkningar och jämförelser kommer utföras mellan avräkningspriset och övriga varors pris. I varje avsnitt kommer även primäranalys genomföras för att ytterligare understödja resultatet.

5.1 Estimering

Vid kontroll för asymmetri på konsumtionsmjölksmarknaden estimerades först ekvation (7) för att få möjlighet att utnyttja använda residualerna från denna ekvation som felkorrigeringsterm i ekvation (11). Detta görs med säsongsjusterade värden på både inputpris och outputpris. Chow-test utförs sedan för att kontrollera för strukturellt avbrott kring december 1995 och kring november 2007. Nollhypotesen om inget avbrott kunde förkastas i båda fallen varför dummyvariabler infördes för att korrigera för detta. Ekvation (11) estimerades sedan först med 6 laggar på p^{in} och p^{out} och reducerades sedan efterhand tills den mest optimala modellen var funnen, baserat på lägsta observerade värde av *Akaike informationskriterium*. Test för heteroskedasticitet genomfördes också för samtliga estimeringar och heteroskedasticitet kunde inte förkastas i någon av regressionerna varför *Newey-West* heteroskedasticitetsöverensstämmande standardfel användes.

5.1.1 Mjolk

Resultat från estimering av ECM-ekvationen med mjölk som den beroende variabeln kan ses nedan i tabell 7. Varken koefficienten för ECT^- eller ECT^+ är signifikant skilda från noll. Detta är underligt eftersom om dessa variabler inte är skilda från noll betyder det att det inte finns någon korrigering från disequilibrium, vilket i sin tur betyder att avräkningspriset och mjölk inte kan vara kointegrerade. Detta bevisades dock, efter viss möda, med förhållandevis hög signifikans ovan. Utifrån att variablerna antas vara kointegrerade och att de estimerade värdena har rätt tecken får de estimerade koefficienterna antas var de riktiga. Ett Wald-test med nollhypotes för symmetri, det vill säga $\alpha^+ = -\alpha^-$, utförs och med F -statistika på $\sim F(1, 166)$ vilket ger ett värde av 0,187573 och med ett observerat P-värde på 0,6655 kan nollhypotesen inte förkastas. Som synligt i resultaten nedan orsakar ECT^- en större förändring i detaljhandelspriser än ECT^+ men denna, något större förändring, är alltså inte signifikant och utifrån materialet i denna studie går det inte att påvisa någon asymmetri i de svenska mjölkpriserna.

Det estimerade värdet på p^{in} kan tolkas som om p^{in} ökar med en enhet så ökar p^{out} med 0,025 enheter vilket får anses som väldigt lågt. För övrigt ger p^{in} ett signifikant resultat för samtliga laggar vilket är trevligt eftersom det åtminstone betyder att mjölkavräkningspriset påverkar konsumentpriset. Intressant är också att tydligen har det laggade mjölkpriset en signifikant negativ effekt på mjölkpriset. RESET-testet, test för specifikationsfel i regressionen, gav ett P-värde på 0,157785 vilket tyder på att modellen är korrekt specificerad medan det förhållandevis låga R^2 -värdet kan tolkas som att en hel del andra variabler kan ligga bakom förklaringen av mjölkpriset.

Oberoende variabel	Asymmetrisk ECM-ekvation (11) OLS. Beroende variabel: mjölk	
	Koefficient	Std. av.
Intercept	-0,191987	0,258268
p^{in}	0,025387**	0,011599
ECT ⁺	-0,022033	0,016614
ECT ⁻	-0,027347	0,016941
p^{out}_{-5}	-0,200627**	0,084874
p^{in}_{-2}	0,045122*	0,025143
p^{in}_{-3}	0,047154**	0,018917
trend	0,004272	0,002623
	ser = 0,77521	
	$R^2 = 0,1734$	
Reset	2,013566	
P-värde	0,157785	
Estimerad ekvation i första steg		
$p^{out} = 152,22 - 0,48p^{in} + 0,06D^{95} + 0,21D^{07}$		
	(7,37)	(0,07) (0,02) (0,01)
Symmetritest:		
⁺ = ⁻	-F(1, 166) = 0,187573 (0,6655)	
* = signifikant 10%, ** = signifikant 5%, *** = signifikant 1%		

Tabell 7: Estimering av asymmetrisk justering i mjölkpriser. Källa: Se figur 3.

5.1.2 De övriga varorna

Analysen går nu vidare med estimat av de övriga varorna. Även här estimeras först ekvation (7) för att uppfånga residualerna till felkorrigeringsstermen. Samtliga övriga varor testas också för strukturellt avbrott något som visar sig vara närvarande i envar av serierna i början och slutet av undersökningsperioden.

I tabell 8 nedan framställs resultaten från ECM-ekvationen för glass. Som synligt från tabellen är båda justeringsparametrarna signifikanta på 5- respektive 1-procentsnivån. Ej heller för denna vara är dessa parametrar signifikant skilda från varandra. En intressant iakttagelse gällande resultaten för glass är att den estimerade parametern för ECT^- är mindre än den för ECT^+ . Detta betyder att vid en nedgång i avräkningspriset, vilket förbättrar marginalerna för detaljhandeln, kommer detaljhandelspriset ändå justeras tillbaka mot jämvikt snabbare än vid en uppgång i avräkningspriset. Sålunda uppvisar glass negativ asymmetri i prisöverföringen vilket går emot den gängse föreställningen gällande asymmetrisk prisöverföring. Skillnaden mellan den positiva och negativa koefficienten är, som sagt, emellertid inte signifikant så det kan inte helt säkerställas att denna asymmetri föreligger. Vidare kan det även nämnas att avräkningspriset här inte är signifikant i samma utsträckning som för mjölk. Detta kan tolkas som att avräkningspriset för mjölk har en lägre förklaringsgrad för dessa produkter vilket är föga överraskande.

Oberoende variabel	Asymmetrisk ECM-ekvation (11) OLS. Beroende variabel: glass	
	Koefficient	Std. av.
Intercept	0,053492	0,064094
p^{in}	0,014987	0,022612
ECT^+	-0,190361**	0,086522
ECT^-	-0,120827***	0,041042
p^{out}_{-1}	-0,213401**	0,086951
p^{out}_{-5}	-0,126893**	0,061603
p^{in}_{-1}	-0,054984	0,034427
p^{in}_{-3}	0,080063*	0,047785
p^{in}_{-5}	-0,06347*	0,032425
trend	—	
	ser = 0,932367	
	$R^2 = 0,2104$	
Reset	0,000404	
P-värde	0,983984	
Estimerad ekvation i första steg		
	$\bar{p}^{\text{out}} = 152,22 - 0,48p^{\text{in}} + 0,06D^{96} + 0,21D^{07}$	
	(3,61)	(0,01) (0,06)
Symmetritest:		
	-F (1, 165) = 0,539333 (0,4638)	
* = signifikant 10%, ** = signifikant 5%, *** = signifikant 1%		

Tabell 8: Estimering av asymmetrisk justering i glasspriser.

Källa: Se figur 3.

Oberoende Asymmetrisk ECM-ekvation (11) OLS. Beroende variabel: grädde		
	Koefficient	Std. av.
Intercept	-0,487184	0,349466
p^{in}	0,051303	0,032106
ECT^+	-0,017384	0,034266
ECT^-	-0,160631**	0,081031
p^{out}_{-1}	-0,383234***	0,105721
p^{in}_{-1}	0,080502***	0,021978
p^{in}_{-5}	0,045800	0,036185
trend	0,005621*	0,003026
ser = 1,256761		
$R^2 = 0,3041$		
Reset	26,57197	
P-värde	0,000001	
Estimerad ekvation i första steg		
$p^{out} = 103,88 - 0,14p^{in} + 0,01D^{9/} + 0,08D^{0/}$		
(3,57) (0,03) (0,01) (0,01)		
Symmetritest:		
$+ = - \quad -F(1, 166) = 2,223226 (0,1378)$		
* = signifikant 10%, ** = signifikant 5%, *** = signifikant 1%		

Tabell 9: Estimering av asymmetrisk justering i gräddpriser.

Källa: Se figur 3.

I tabell 9 ovan presenteras resultaten från ECM-ekvationerna för grädde. Här är endast den negativa delen av justeringsparametern signifikant. Ej heller här kan Wald-testet förkasta nollhypotesen om symmetri utan det förefaller som att symmetri råder även på denna marknad. Förvisso stämmer detta väl överens med det estimerade skevhetsvärdet för detta pris som tydde på en symmetrisk fördelning. Vidare kan det påpekas ECT^- ger ett större estimat än ECT^+ och skillnaden mellan de två är, om än inte signifikant, jämförelsevis mycket större än skillnaden som uppvisades för mjölk.

Oberoende variabel	Asymmetrisk ECM-ekvation (11) OLS. Beroende variabel: smör	
	Koefficient	Std. av.
Intercept	-0,209341	0,238342
p^{in}	0,092383***	0,023294
ECT ⁺	-0,162385***	0,061487
ECT ⁻	-0,02256	0,0316
p^{out}_{-1}	-0,183089**	0,078758
p^{out}_{-3}	-0,113984	0,129111
p^{in}_{-2}	-0,040673*	0,022551
p^{in}_{-3}	0,035979	0,023585
trend	0,003867	0,002512
	ser = 1,22256	
	R ² = 0,1795	
Reset	11,1122	
P-värde	0,001058	
Estimerad ekvation i första steg		
$p^{out} = 111,25 - 0,07p^{in} + 0,06D^{96} + 0,06D^{06}$		
(3,61) (0,04) (0,01) (0,01)		
Symmetritest:		
$^{+} = ^{-}$ -F (1, 167) = 5,019240 (0,0264)		
* = signifikant 10%, ** = signifikant 5%, *** = signifikant 1%		

Tabell 10: Estimering av asymmetrisk justering i smörpriser.

Källa: Se figur 3.

I tabell 10 ovan förevisas resultaten från smörregressionen. Resultaten från denna estimering ger signifikant resultat på ECT⁺ men inte på ECT⁻. Vidare visar Wald-testet på att nollhypotesen om symmetri kan förkastas. Detta resultat bekräftar alltså förekomsten av asymmetri mellan avräkningspriset för mjölk och svenska konsumentsmörpriser. Dock är den positiva koefficienten, precis som för glass, större än den negativa. Detta tyder på att prishöjningar justeras snabbare än prisminskningar vilket är tvärt emot det som förväntades vid förekomsten av asymmetrisk prisöverföring. Dock visade, till exempel, även Peltzman (2000) i sin undersökning att negativ asymmetrisk prisöverföring förekommer vid somliga tillfällen sålunda får resultatet tolkas som i sin ordning. Resultatet går dessutom ihop med den negativa skevheten som uppvisades för smörpriset. Det ska tilläggas att denna uppvisade asymmetri förmodligen ej heller är ett tecken på stigande marknadskraft då negativ asymmetri, som uppvisades här, är en fördel för konsumenterna på bekostnad för återförsäljaren. Vidare har denna estimering det högsta, om än fortfarande väldigt lågt, värdet på p^{in} . Vilket betyder att en förändring i avräkningspriset ger störst genomslagskraft på smörpriset.

Det låga P-värdet på RESET-testet bör lämpligen också beröras. Ett P-värde på 0,001058 som betyder att nollhypotesen om en korrekt specificerad modell måste förkastas tyder på att något fattas i estimeringen. Dock visar ett *CUSUM*-test² på fina resultat, där samtliga observationer ligger innanför den 5 procentiga kritiska gränsen, vilket tyder på att de estimerade parametrarna är riktiga. Det låga p-värdet från RESET-testet antas därmed bero på försummade förklarande variabler som ej har tagits med i regressionen och inte på någon större misspecifikation. Resultatet från kausalitetstestet som visade på ingen kausalitet mellan avräkningspriset och smörpriset kan eventuellt också ha en viss effekt på det uppvisade resultatet. Å andra sidan visar den förstaddifferensen av avräkningspriset på en procentig signifikans vilket åtminstone tyder på att avräkningspriset har någon form av förklaringsgrad för smörpriset. R^2 -värdet som är relativt lågt är väntat, och förenligt med antagandet om försummade variabler, då smör även bör ha andra förklaringsvariabler än avräkningspriset för mjölk.

² CUSUM-testet plottar den kumulativa summan av de rekursiva residualerna och finner parameterinstabilitet där den kumulativa summan går utanför det 5 procentiga kritiska värdet (Eviews 4 User Guide, 2004, s. 389). Se appendix B för resultat.

Oberoende variabel	Asymmetrisk ECM-ekvation (11) OLS. Beroende variabel: ost	
	Koefficient	Std. av.
Intercept	-0,040336	0,180129
p^{in}	0,048309**	0,018574
ECT ⁺	-0,128284*	0,069439
ECT ⁻	-0,241967**	0,102925
p^{out}_{-1}	-0,058951	0,061052
p^{in}_{-2}	0,062834*	0,031855
trend	0,002081	0,001845
	ser = 1,047283	
	R ² = 0,2623	
Reset	18,14526	
P-värde	0,000034	
Estimerad ekvation i första steg		
$p^{out} = 104,02 + 0,03p^{in} - 0,01D^{95} + 0,11D^{07} + 0,09trend$		
	(3,28)	(0,03) (0,01) (0,01) (0,01)
Symmetritest:		
	⁺ = ⁻	-F(1, 170) = 0,893286 (0,3459)
* = signifikant 10%, ** = signifikant 5%, *** = signifikant 1%		

Tabell 11: Estimering av asymmetrisk justering i ostpriser.

Källa: Se figur 3.

Tabell 11 ovan demonstrerar de framtagna resultaten för ost. För ost gäller att den negativa delen av ECT har en högre justeringshastighet än den positiva och resultaten är signifikanta, de är dock ej, i likhet med övriga produkter, signifikant skilda ifrån varandra. I likhet med föregående regression fås även här ett väldigt lågt P-värdet på RESET-testet. Dock visar återigen CUSUM-test på resultat med alla observationer inom den kritiska gränsen. I övrigt kan det nämnas att väldigt få variabler fick signifikanta resultat i denna regression. Detta förmodas härröra från det faktum att ost är den vara som antas stå längst ifrån ren mjölk.

Slutligen presenteras regressionen för prisindexet med de sammanlagda mejeriprodukterna i tabell 12 nedan. Denna regression sammanfattar, i stort, de resultat som fås fram i de tidigare regressionerna. Med ett P-värde på 0,8767 kan, med hög sannolikhet, nollhypotesen om symmetri inte förkastas.

Oberoende variabel	Asymmetrisk ECM-ekvation (11) OLS. Beroende variabel: sammanlagda mejprod.	
	Koefficient	Std. av.
Intercept	-0,066199	0,165129
p^{in}	0,026134*	0,014818*
ECT ⁺	-0,071416	0,067904
ECT ⁻	-0,08491*	0,047046*
p^{out}_{-5}	-0,128966	0,084711
p^{in}_{-2}	0,033756	0,022464
p^{in}_{-5}	0,035021**	0,015716**
trend	0,002222	0,001706
	ser = 0,781109	
	R ² = 0,1823	
Reset	0,0375	
P-värde	0,856147	
Estimerad ekvation i första steg		
$p^{out} = 88,09 - 0,12p^{in} - 0,04D^{96} + 0,03D^{07} + 0,13trend$		
	(3,11)	(0,03) (0,01) (0,01) (0,01)
Symmetritest:		
	+ = -	-F(1, 166) = 0,024150 (0,8767)
* = signifikant 10%, ** = signifikant 5%, *** = signifikant 1%		

Tabell 12: Estimering av asymmetrisk justering i det sammanlagda mejeriprisindexet. Källa: Se figur 3.

Nedanstående tabell summerar resultaten från genomförda test och estimaten av p^{in} , det vill säga hur stor genomslagskraft en prisförändring i avräkningspriset har på outputpriset.

Vara	Test/Resultat				
	Stationär?	Kointegrations-samband	Kausalitet (avpriset orsakar output)	Symetri?	p^{in}
Avräkningspris	Nej	—	—	—	—
Mjök	Nej	Ja	Ja	Ja	0,0254
Grädde	Nej	Ja	Ja	Ja	0,0513
Smör	Nej	Ja	Nej	Nej	0,0924
Glass	Nej	Ja	Ja	Ja	0,0150
Ost	Nej	Ja	Ja	Ja	0,0483
Sam. Mejprod.	Nej	Ja	Ja	Ja	0,0261

Tabell 13: Summering av resultat.

6 Slutsats

Med utgångspunkt i den föregående presentationen och analysen av hur konsumentpriser för olika mejeriprodukter påverkas av prisförändringar i avräkningspriset för mjölk föreställs nu slutsatsen. I detta kapitel kommer de, i vissa fall motsäggande, resultaten översiktligt värderas och analyseras.

Denna uppsats har studerat förekomsten av asymmetri i prisöverföringen gällande den svenska mjölkmarknaden. Med utgångspunkt i tidigare forskning inleddes arbetet med den här uppsatsen med en förhållandevis säker förståelse om att asymmetri skulle uppvisas på den svenska mjölkmarknaden. Efter att ha sammanfört resultaten fick denna uppfattning dock avfärdas tämligen omgående.

Tillämpningen av Engle-Grangers tvåstegsmetod visade på att samtliga konsumentpris var kointegrerade med avräkningspriset för mjölk. Ett långsiktigt jämviktssamband föreligger alltså mellan samtliga konsumentpriser och avräkningspriset för mjölk. Hur avvikelser från detta samband justeras har varit huvudfrågan för denna studie och på det stora hela kan det sammanfattas med att det råder symmetri i denna justering mot det långsiktiga förhållandet. Mjölkspriset visade sig svara i samma utsträckning på både prisökningar och prisminskningar i avräkningspriset. I inledningen av denna undersökning framlades visst empiriskt stöd för att den svenska mejerimarknaden har en låg marknadskraft, och i utgångspunkt i att graden av marknadskraft har en positiv inverkan på uppkomsten av asymmetrisk prisöverföring stämmer de framtagna resultaten väl överens med detta faktum.

Endast ett varupris, smör, uppvisade asymmetri. Denna asymmetri var dock ”felyänd” i den mening att prissänkningar justerades snabbare än prisökning. Detta tolkades som ett tecken på låg marknadskraft då negativ asymmetri antas ske på bekostnad av återförsäljarens vinstmarginal. Dock visade kausalitetstestet på att avräkningspriset inte orsakar smörpriset varför asymmetrin som uppmättes för just smör måste tolkas med viss försiktighet.

Fördelningen av priserna, undantaget smörpriset, visade på en positiv skevhet som visserligen är ett tecken på asymmetri och ”långa svansar” vid högre priser. Dock kan denna undersökning av fördelningen av priserna endast ge en första antydning om läget på marknaden varför någon mer långtgående slutsats från dessa resultat ej kan göras. Inte desto mindre stämmer skevheten väl överens med de estimerade värdena för β^+ och β^- där β^- i samtliga fall, undantaget smör och glass, var större. Smörpriset uppvisade negativ skevhet vilket överensstämmer med typen av asymmetri som uppmättes för denna prisserie.

Eventuella förklaringsorsaker till varför det råder symmetri i prisöverföringen på den svenska mjölkmarknaden är inget denna uppsats definitivt kan svara på. Likväl är det möjligt att bekräfta att den svenska mjölkmarknaden är en marknad med låg marknadskraft och en prissättning som ligger nära den som gäller för en marknad karaktäriserad av perfekt konkurrens. Detta faktum överensstämmer med

de framtagna resultaten för prisöverföringen i mjölkpriser. Denna överföring visade sig vara symmetrisk vilket antas vara fallet för mer konkurrensutsatta produkter.

Resultaten huruvida asymmetrin tilltog eller avtog för produkter där mjölkavräkningspriset antas spela en lägre roll för prisbildningen men där dessa produkter antas ha en högre marknadskraft är något ambivalenta. För de övriga produkterna kan det allmänt sägas att skillnaden mellan β^+ och β^- var större och en viss tendens för högre estimat av dessa parametrar uppvisades också. De aktuella parametrarna fick även signifikanta resultat i större utsträckning. Ett högre uppmätt estimat av β^+ och β^- för de övriga produkterna betyder att dessa priser går snabbare tillbaka till jämvikt vilket är förenligt med att förändringar i avräkningspriset spelar en mindre roll för dessa varor. Dock kan det generellt inte sägas att någon klar nedåtgående eller uppåtgående trend för de övriga varorna har uppmätts då en del blandade resultat har åskådliggjorts.

De blandade resultaten gör det svårt att nämna en specifik slutsats. Förvisso uppmättes här en större skillnad mellan β^+ och β^- . Men det enda signifikanta resultat som kunde uppmätas var inte marknadskraftshöjande eftersom den negativa asymmetrin som uppvisades för smörpriserna, och ej signifikant för glasspriset, är att betrakta som något positivt ur konsumenters perspektiv eftersom detta leder till en förminskad vinstmarginal i detaljhandelsledet. Detta faktum försvagar tolkningen om en ökad asymmetri till följd av ökad marknadskraft för denna vara. Eftersom mjölkpriset svarar symmetriskt på förändringar i avräkningspriset är det inte möjligt att utröna om de övriga varorna svarar asymmetrisk i fallande skala. Dock får de högre estimaten av β^+ och β^- samt avsaknaden av signifikant skillnad mellan de båda parametrarna tolkas som att dessa varor går snabbare tillbaka till jämvikt samt att ingen ökad asymmetri vid högre marknadskraft går att påvisa. En anledning till detta kan vara att även om produkterna har en högre marknadskraft än ren mjölk så är det fortfarande på en låg nivå.

Sålunda får det konstateras att symmetri i prisöverföringen på den svenska mejerimarknaden råder, och för produkter där mjölkavräkningspriset har en lägre betydelse korrigeras prisförändringar i en snabbare takt, trots en högre förmodad marknadskraft för dessa varor. Detta bekräftas i viss mån också av regressionen med de sammanlagda mejeriprodukterna vars estimat av β^+ och β^- var väldigt lika varandra och där symmetri kunde bekräftas med väldigt hög signifikans.

Sammanfattning slutsats:

- Mjölkavräkningspriset och priset för de varor som undersökts i denna studie innehar ett långsiktigt jämviktssamband gentemot avräkningspriset för mjölk.
- Någon asymmetrisk prisöverföring har inte kunnat påvisas utan förändringar i avräkningspriset påverkar konsumentpriset i samma utsträckning för både prisökningar och prisminskningar, alltså: konsumentpriset påverkas i paritet med förändringar i avräkningspriset.

- Produkter där avräkningspriset för mjölk antas ha en lägre relevans visade på en högre justeringshastighet tillbaka mot jämvikt trots högre, antagen, marknadskraft.

6.1 Kritik & Diskussion

Forskning kring prisöverföring har gett förslag till en hel uppsjö olika metoder för estimering av asymmetrisk prisöverföring. Denna uppsats har använt sig av ECM baserad på Engle Granger tvåstegsmetod. I tabell 1, där resultat utifrån olika metoder summerades, visades att bland de undersökningar som använt sig av ECM kunde symmetri förkastas i en minoritet utav fallen. Att symmetri upprätthållits i denna undersökning kan inte tillskrivas valet av metod men det bör nämnas att ECM är en förhållandevis enkel metod, dels i själva utförandet men även i den mening att den inte alltid fångar upp alla kointegrationssamband som kan tänkas finnas i tidsseriedata. En mer avancerad modell, till exempel Johansens vektorbaserade ECM, som tar hänsyn till fler dynamiska effekter och kointegrationssamband hade förmodligen kunnat ge ett annorlunda och kanske även ett mer riktigt resultat.

Vidare bygger denna uppsats på ett tämligen löst antagande om att mer diversifierade produkter innebär en högre nivå av marknadskraft. Förvisso klargör Hedberg (2002) att mejeriföretagen utnyttjar sin marknadsställning i en högre grad för den här typen av produkter men ger inget mer exakt svar på hur stor marknadskraften för de övriga mejeriprodukterna i denna undersökning är. Därmed kan det anses vara en aning godtyckligt att jämföra hur prisöverföring förändras för varor med högre och lägre grad av marknadskraft på ovan nämnda antaganden. Därutöver är avräkningsprisets avtagande betydelse för de övriga produkterna ej heller helt klar.

6.2 Förslag till vidare forskning

Denna undersökning har fokuserat på förekomsten av asymmetrisk prisöverföring där graden av marknadskraft enbart vidrörts i periferin. En intressant framtida studie skulle kunna lägga mer fokus på marknadskraften och vidare undersöka om förekomsten av denna har en direkt påverkan för uppkomsten av asymmetrisk prisöverföring. En liknande studie skulle även närmre kunna undersöka skalavkastningen på denna marknad för att se om olika varor uppvisar tilltagande eller avtagande skalavkastning och sedan utreda vad det har för effekt på prisöverföringen.

Som nämnts tidigare i denna uppsats så finns det vissa tecken på att val av metod kan ha en viss inverkan på de resultat som fås fram vid analys av prisöverföring och asymmetrisk sådan. I denna uppsats har en ECM-metod använts. Utifrån dessa premisser skulle det kunna vara av intresse att genomföra

en liknande studie med ett alternativt angreppssätt. Ett intressant angreppssätt skulle kunna vara att använda sig av en tröskelmetod där avvikelser från jämvikt enbart tas med om de är tillräckligt stora.

7 Epilog

Utförandet av denna uppsats har varit både intressant och givande. Prisöverföring har visat sig vara ett mycket intressant område att arbeta inom. Att nu dessutom kunna säga till folk att priser inte går upp mer än vad de går ner känns än mer givande.

Jag vill tacka dig som har tagit dig tid för att läsa igenom denna uppsats och hoppas att det har varit lika givande för dig.

Med vänlig hälsning

Morten Persson

8 Litteraturförteckning

- Chavas, J.-P., & Mehta, A. (2004). Price dynamics in a vertical sector: The case of butter. *American Journal of Agricultural Economics* , 86 (4), 1078-1093.
- Conforti, P. (2004). *Price transmission in selected agricultural markets. FAO Commodity and trade policy research working paper No. 7*. Commodities and trade division of the Food and Agriculture Organization of the United Nations (FAO).
- Dobson, P., & Waterson, M. (1999). Retailer power: Recent developments and policy implications. *Economic Policy* , 14 (28), 133-164.
- Dubson Consulting. (1999). *Buyer power and its impact on competition in the food retail distribution sector of the European Union*. Nottingham: Dubson Consulting.
- Frey, G., & Manera, M. (2007). Econometric models of asymmetric price transmission. *Journal of Economic Surveys* , 21 (2), 349-415.
- Fuller, W. A. (1976). *Introduction to statistical time series*. New York: John Wiley & Sons.
- Hamilton, J. D. (1994). *Time Series Analysis*. Princeton: Princeton University Press.
- Harris, R., & Sollis, R. (2003). *Applied time series modelling and forecasting*. West Sussex: John Wiley & Sons Ltd.
- Hedberg, A. (2002). Market power in the dairy sector and structural effects of government intervention - Swedish dairy co-operatives. i A. Hedberg, *Essays on farmer behaviour Co-operative performance and farm risk exposure* (ss. 1-19). Uppsala: Swedish university of agricultural sciences.
- Jordbruksverket. (2009). *Analys av prisförändringar i olika prisled för mjölk*. Jönköping: Jordbruksverket.
- Jordbruksverket. (den 24 november 2009). *Jordbruksverket- statistik*. Hämtat från Jordbruksverkets hemsida:
<http://www.jordbruksverket.se/omjordbruksverket/statistik.4.67e843d911ff9f551db80003060.html> den 19 april 2010
- Jordbruksverket. (2008). *Sveriges officiella statistik. Statistiska meddelanden*. Hämtat från Jordbruksverkets hemsida:
http://www.sjv.se/webdav/files/SJV/Amnesomraden/Statistik,%20fakta/Priser%20och%20prisindex/JO49/JO49SM0411/JO49SM0411_omstatistiken.htm den 19 april 2010
- Kinnucan, H. W., & Forker, O. D. (1987). Asymmetry in farm-retail price transmission for major dairy products. *American Journal of Agricultural Economics* , 69 (2), 285-292.
- Koutro, T., Zafeiriou, E., & Arabatzis, G. (2009). Asymmetry in price transmission between the producer and the consumer prices in the wood sector and the role of imports: The case of Greece. *Forest Policy and Economics* , 11 (1), 56-64.

- McCorrison, S. (2002). Why should imperfect competition matter to agricultural economists? *European Review of Agricultural Economics* , 29 (3), 349-371.
- McCorrison, S., Morgan, W. C., & Rayner, T. A. (2001). Price transmission: The interaction between market power and returns to scale. *European Review of Agricultural Economics* , 28 (2), 143-159.
- Meyer, J., & von Cramon-Taubadel, S. (2004). Asymmetric price transmission: A survey. *Journal of Agricultural Economics* , 55 (3), 581-611.
- Peltzman, S. (2000). Prices rise faster than they fall. *Journal of Political Economy*, 108 (3), 466-502.
- Pepall, L., Richards, D. J., & Norman, G. (2005). *Industrial Organization Contemporary Theory & Practice*. Mason: Thomson South Western.
- Pfaff, K., Sven, A., & Herrman, R. (2004). Processing Costs and Price Transmission in the Meat Market Chain. *Journal of international food & agribusiness marketing* , 15 (1-2), 7-22.
- Quantitative Micro Software, LLC. (den 28 Oktober 2004). EViews 4.1 Student Version User's Guide. 1-726. Irvine, Kalifornien, USA: Quantitative Micro Software, LLC.
- Romain, R., Doyon, M., & Frigon, M. (2002). Effects of state regulations on marketing margins and price transmission asymmetry: Evidence from the New York City and Upstate New York fluid milk markets. *Agribusiness* , 18 (3), 301-315.
- Svensk Mjolk. (2010). *Mjolk i siffror*. Hämtat från Svensk Mjolk - hemsida: http://www.svenskmjolk.se/ImageVault/Images/id_961/scope_128/ImageVaultHandler.aspx den 16 april 2010
- Svensk Mjolk. (2007). *Mjolk i Sverige*. Stockholm: Svensk Mjolk.
- Verbeek, M. (2008). *A guide to modern econometrics* (3:e uppl.). John Wiley & Sons, Ltd: West Sussex.
- Westerlund, J. (2005). *Introduktion till ekonometri*. Lund: Studentlitteratur.
- von Cramon-Taubadel, S. (1998). Estimating asymmetric price transmission with the error correction representation: An application to the German pork market. *European Review of Agricultural Economics* , 25, 1-18.

Appendix A: ECM-beräkningar i EViews

Dependent Variable: D(MJOLK)
 Method: Least Squares
 Date: 05/07/10 Time: 11:12
 Sample(adjusted): 1995:07 2009:12
 Included observations: 174 after adjusting endpoints
 Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.191987	0.258268	-0.743361	0.4583
D(AVPRIS)	0.025387	0.011599	2.188812	0.0300
D(AVPRIS(-2))	0.045122	0.025143	1.794587	0.0745
D(AVPRIS(-3))	0.047154	0.018917	2.492625	0.0137
D(MJOLK(-5))	-0.200627	0.084874	-2.363827	0.0192
ECTM	-0.027347	0.016941	-1.614248	0.1084
ECTP	-0.022033	0.016614	-1.326211	0.1866
@TREND	0.004272	0.002623	1.628607	0.1053
R-squared	0.173454	Mean dependent var	0.174002	
Adjusted R-squared	0.138600	S.D. dependent var	0.835251	
S.E. of regression	0.775210	Akaike info criterion	2.373520	
Sum squared resid	99.75774	Schwarz criterion	2.518764	
Log likelihood	-198.4963	F-statistic	4.976550	
Durbin-Watson stat	1.795783	Prob(F-statistic)	0.000039	

Tabell A.1: Mjöl-ECM

Dependent Variable: D(GLASS)
 Method: Least Squares
 Date: 05/07/10 Time: 11:37
 Sample(adjusted): 1995:07 2009:12
 Included observations: 174 after adjusting endpoints
 Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.053492	0.064094	0.834588	0.4052
D(AVPRIS)	0.014987	0.022612	0.662793	0.5084
D(AVPRIS(-1))	-0.054984	0.034427	-1.597119	0.1122
D(AVPRIS(-3))	0.080063	0.047785	1.675470	0.0957
D(AVPRIS(-5))	-0.063470	0.032425	-1.957449	0.0520
D(GLASS(-1))	-0.213401	0.086951	-2.454258	0.0152
D(GLASS(-5))	-0.126893	0.061603	-2.059838	0.0410
ECTM	-0.120827	0.041042	-2.943986	0.0037
ECTP	-0.190361	0.086522	-2.200144	0.0292
R-squared	0.210371	Mean dependent var	0.040580	
Adjusted R-squared	0.172086	S.D. dependent var	1.024694	
S.E. of regression	0.932367	Akaike info criterion	2.748158	
Sum squared resid	143.4358	Schwarz criterion	2.911557	
Log likelihood	-230.0897	F-statistic	5.494869	
Durbin-Watson stat	1.994225	Prob(F-statistic)	0.000004	

Tabell A.2: Glass-ECM

Dependent Variable: D(GRADDE)
 Method: Least Squares
 Date: 05/07/10 Time: 12:09
 Sample(adjusted): 1995:07 2009:12
 Included observations: 174 after adjusting endpoints
 Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.487184	0.349466	-1.394078	0.1652
D(AVPRIS)	0.051303	0.032106	1.597934	0.1120
D(AVPRIS(-1))	0.080502	0.021978	3.662766	0.0003
D(AVPRIS(-5))	0.045800	0.036185	1.265708	0.2074
D(GRADDE(-1))	-0.383234	0.105721	-3.624957	0.0004
ECTP	-0.017384	0.034266	-0.507340	0.6126
ECTM	-0.160631	0.081031	-1.982342	0.0491
@TREND	0.005621	0.003026	1.857677	0.0650
R-squared	0.304092	Mean dependent var		0.050780
Adjusted R-squared	0.274747	S.D. dependent var		1.475734
S.E. of regression	1.256761	Akaike info criterion		3.339840
Sum squared resid	262.1886	Schwarz criterion		3.485084
Log likelihood	-282.5661	F-statistic		10.36249
Durbin-Watson stat	2.127629	Prob(F-statistic)		0.000000

Tabell A.3: Grädde-ECM

Dependent Variable: D(SMOR)
 Method: Least Squares
 Date: 05/07/10 Time: 14:22
 Sample(adjusted): 1995:05 2009:12
 Included observations: 176 after adjusting endpoints
 Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.209341	0.238342	-0.878322	0.3810
D(AVPRIS)	0.092383	0.023294	3.965896	0.0001
D(AVPRIS(-2))	-0.040673	0.022551	-1.803607	0.0731
D(AVPRIS(-3))	0.035979	0.023585	1.525535	0.1290
D(SMOR(-1))	-0.183089	0.078758	-2.324709	0.0213
D(SMOR(-3))	-0.113984	0.129111	-0.882842	0.3786
ECTP	-0.162385	0.061487	-2.640960	0.0091
ECTM	-0.022560	0.031600	-0.713926	0.4763
@TREND	0.003867	0.002512	1.539691	0.1255
R-squared	0.179533	Mean dependent var		0.083833
Adjusted R-squared	0.140229	S.D. dependent var		1.318505
S.E. of regression	1.222568	Akaike info criterion		3.289567
Sum squared resid	249.6104	Schwarz criterion		3.451694
Log likelihood	-280.4819	F-statistic		4.567823
Durbin-Watson stat	2.067364	Prob(F-statistic)		0.000047

Tabell A.4: Smör-ECM

Dependent Variable: D(OST)
 Method: Least Squares
 Date: 05/07/10 Time: 13:16
 Sample(adjusted): 1995:04 2009:12
 Included observations: 177 after adjusting endpoints
 Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.040336	0.180129	-0.223929	0.8231
D(AVPRIS)	0.048309	0.018574	2.600839	0.0101
D(AVPRIS(-2))	0.062834	0.031855	1.972490	0.0502
D(OST(-1))	-0.058951	0.061052	-0.965584	0.3356
ECTP	-0.128284	0.069439	-1.847434	0.0664
ECTM	-0.241967	0.102925	-2.350903	0.0199
@TREND	0.002081	0.001845	1.127947	0.2609
R-squared	0.262301	Mean dependent var		0.154614
Adjusted R-squared	0.236265	S.D. dependent var		1.198375
S.E. of regression	1.047283	Akaike info criterion		2.969020
Sum squared resid	186.4562	Schwarz criterion		3.094630
Log likelihood	-255.7583	F-statistic		10.07440
Durbin-Watson stat	1.923578	Prob(F-statistic)		0.000000

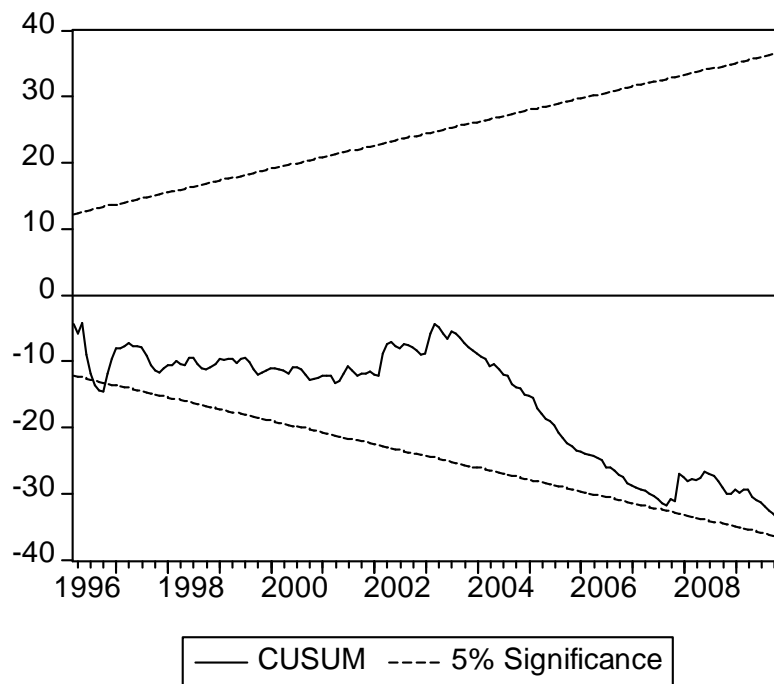
Tabell A.5: Ost-ECM

Dependent Variable: D(SAMP)
 Method: Least Squares
 Date: 05/07/10 Time: 14:59
 Sample(adjusted): 1995:07 2009:12
 Included observations: 174 after adjusting endpoints
 Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)

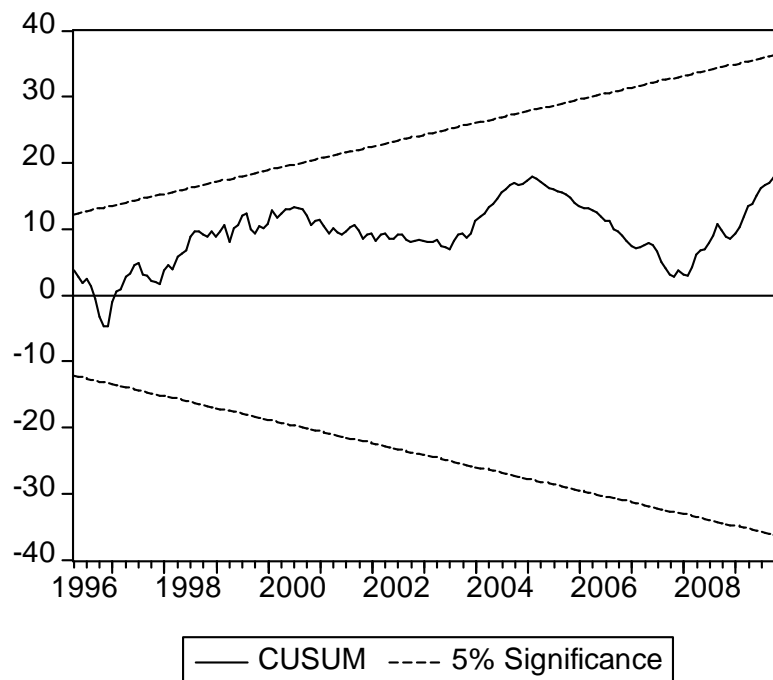
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.066199	0.165129	-0.400891	0.6890
D(AVPRIS)	0.026134	0.014818	1.763641	0.0796
D(AVPRIS(-2))	0.033756	0.022464	1.502660	0.1348
D(AVPRIS(-3))	0.035021	0.015716	2.228407	0.0272
D(SAMP(-5))	-0.128966	0.084711	-1.522423	0.1298
ECTP	-0.071416	0.067904	-1.051716	0.2945
ECTM	-0.084910	0.047046	-1.804817	0.0729
@TREND	0.002222	0.001706	1.302306	0.1946
R-squared	0.182329	Mean dependent var		0.130391
Adjusted R-squared	0.147849	S.D. dependent var		0.846162
S.E. of regression	0.781109	Akaike info criterion		2.388683
Sum squared resid	101.2819	Schwarz criterion		2.533927
Log likelihood	-199.8154	F-statistic		5.287953
Durbin-Watson stat	1.936633	Prob(F-statistic)		0.000018

Tabell A.6: ECM Sammanlagda mejeriprodukter

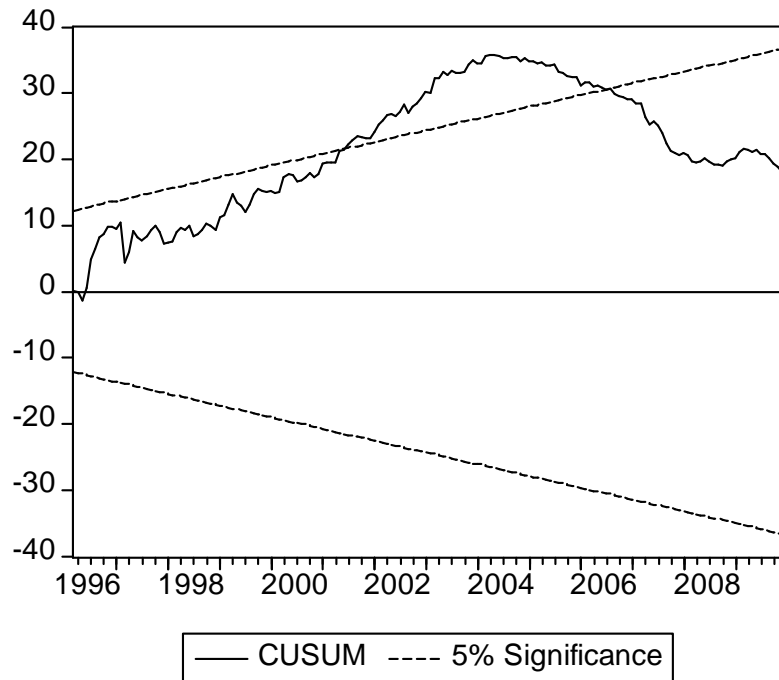
Appendix B: CUSUM-test



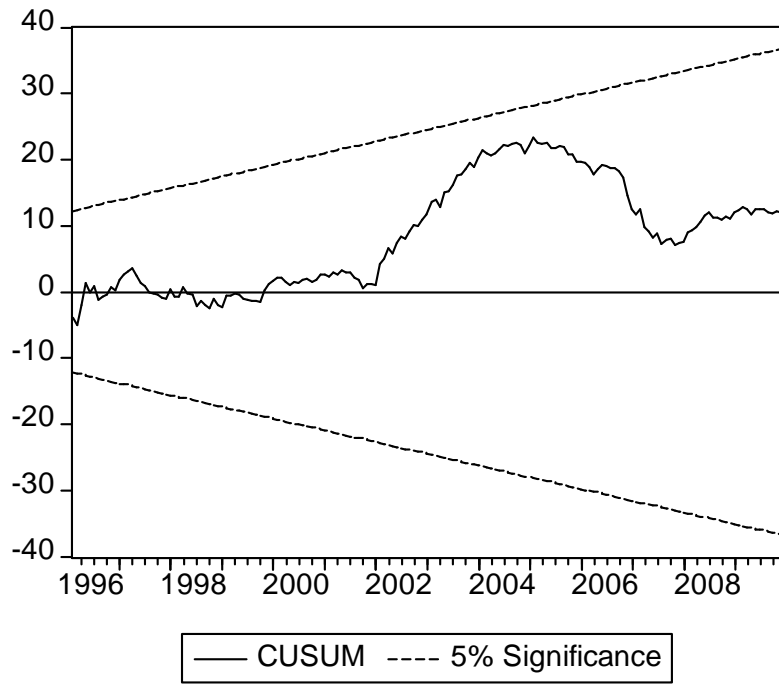
Tabell B.1: CUSUM-test mjölk



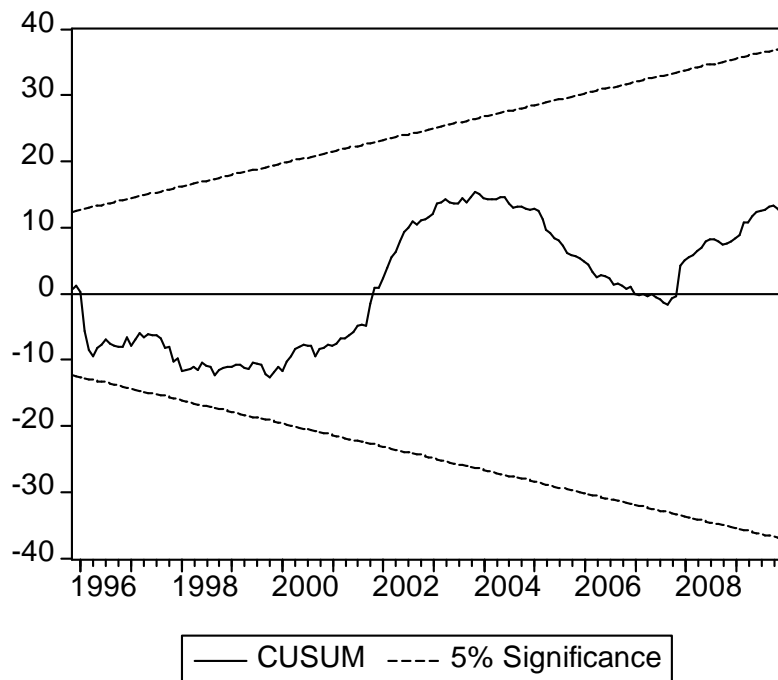
Tabell B.2: CUSUM-test glass



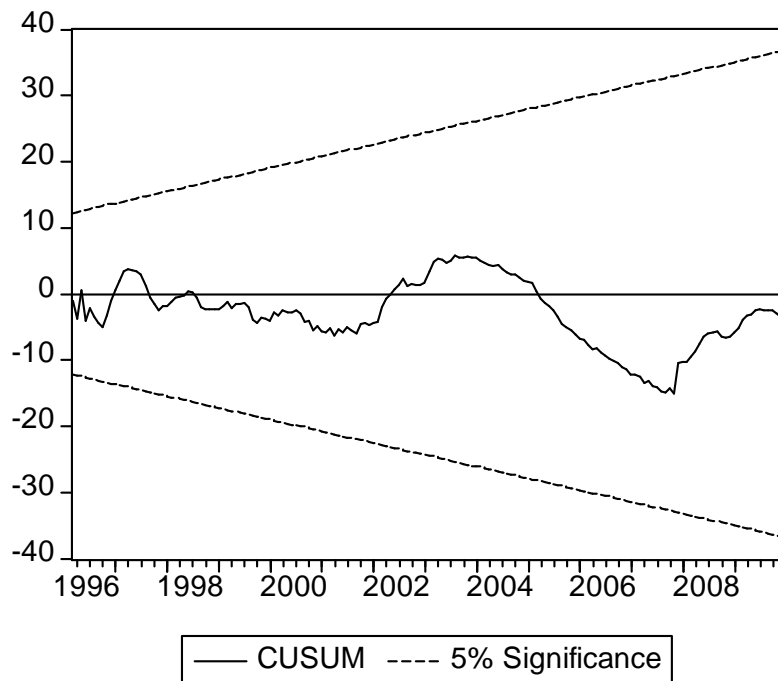
Tabell B.3: CUSUM-test grädde



Tabell B.4: CUSUM-test smör



Tabell B.5: CUSUM-test ost



Tabell B.6: CUSUM-test sammanlagda mejeriprodukter

Appendix C: Beskrivning av de övriga varorna

Grädde

För att en produkt ska få benämnas grädde ska den innehålla minst 10 gram mjölkfett per 100 gram slutprodukt. Tillverkas av mjölk som först separerats i grädde och skummjolk och sedan blandas igen i olika andelar för att uppnå olika fetthalter.

Smör

Smör tillverkas av kärnad grädde, salt och mjölksyrakultur. För att produkten ska få kallas smör får produkten inte innehålla mer än 16 procent vatten. Eftersom smör tillverkas av grädde antas det stå ytterligare ett steg ifrån mjölk.

Glass

Grundingsredienserna är grädde, mjölk och socker och för att varan ska få kallas gräddglass måste slutprodukten bestå av minst 5 procent mjölkfett. Dock är glass en väldigt diversifierad produkt som kan ha fler eller färre tillsatta smakämnen. Utöver ovan nämnda ingredienser kan glassen alltså innehålla en uppsjö olika smak- och tillsatsämnen. Detta gör varan en smula svårdefinierad med avseende på andel mjölk i slutprodukten. Jag har ändå valt att lägga den som nummer tre.

Ost

Man kan beskriva ost som ett koncentrat av mjölk. Förenklat kan man beskriva osttillverkningen i åtta steg: *pastörisering* – mjölken värms upp och kyls ner, *syrning* – tillsättning av bakterier för smak, *koagulering* – löpe tillsätts så att osten stelnar, *avtappning* – procedur som skiljer ostmassan från vasslen, *pressning* – osten formas, *saltning*, *skyddsinspackning* och *lagring* – olika länge för olika smak. Att tillverka ost är en jämförelsevis komplicerad procedur förknippad med en hel del andra kostnader än mjölkpris således antas ost vara den vara som står längst ifrån ren mjölk.