

INSTITUTIONEN FÖR INFORMATIONSVETENSKAP

Enheten för Statistik

Uppsala Universitet

Uppsats C

Vårterminen 2005

Författare: Dan Hjärnered

Hanna Holm

Handledare: Johan Lyhagen (UU)

Mats Haglund (SCB)



UPPSALA
UNIVERSITET

Kan asymmetriska prisindex approximera superlativa?

- en studie av prisindex i producent- och importled.

Sammanfattning

Vid indexberäkningar spelar val av indexformel stor roll för resultatet. I den här uppsatsen jämför vi asymmetriska med superlativa index. De superlativa indexen använder vikter från både bas- och jämförelseperioden medan asymmetriska bara använder en periods vikter. Enligt både den ekonomiska och axiomatiska ansatsen är de superlativa indexen att föredra, av dessa är Fisher det ideala. Ett bra index kan approximera Fisher till en hög grad. Resultatet av den här uppsatsen är att de superlativa indexen kan approximera varandra väldigt bra. Laspeyres är det asymmetriska index som bäst kan approximera Fisher. Eftersom vikterna inte verkar förändras mycket mellan åren kan "Index enligt SCB" approximera Laspeyres mycket bra.

Innehållsförteckning

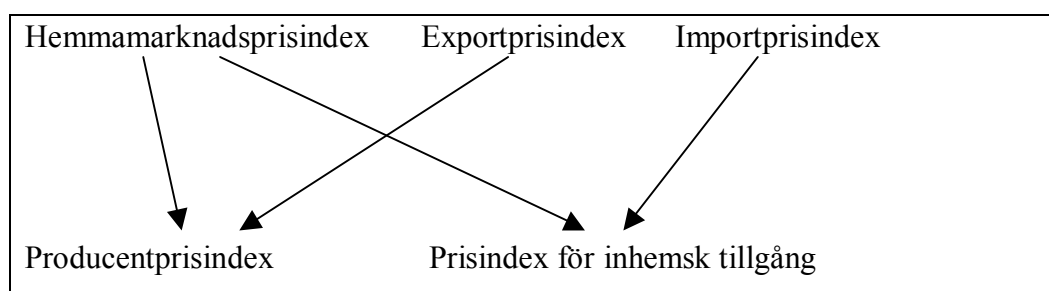
	sida
1. Inledning	4
2. Teori	6
2.1 Grundläggande indexteori.....	6
2.1.1 Asymmetriskt viktade prisindex.....	7
2.1.2 Förhållandet mellan Paasches och Laspeyres' index.....	10
2.1.3 Superlativa prisindex.....	11
2.1.4 Fastbas respektive kedjade index.....	12
2.2 Ekonomisk ansats.....	13
2.3 Axiomatisk ansats.....	19
2.3.1 Axiom.....	19
2.3.2 Vilka axiom uppfyller indexen?.....	22
3. Empiri	23
3.1 Data.....	23
3.2 Teknisk beskrivning av de beräknade indexen.....	24
3.3 Analys.....	26
3.3.1 Producentprisindex.....	26
3.3.2 Exportprisindex.....	31
3.3.3 Importprisindex.....	35
4. Diskussion	39
Referenslista	
Appendix	

1. Inledning

I Sverige beräknas varje år flera olika prisindex. Det mest kända indexet är KPI (Konsumentprisindex) som mäter prisutvecklingen för den privata inhemska konsumtionen.¹ Det finns även index som mäter priser på importerade och exporterade varor. Dessa index kallas Import- respektive Exportprisindex. Ett tredje sorts index är Hemmamarknadsprisindex som mäter priserna när varorna levereras från svenska producenter till den svenska marknaden. Priserna mäts när varorna levereras från producenten respektive i första inköpsledet när varorna kommer in i Sverige.²

Producentprisindex (PPI) består av Hemmamarknadsprisindex och Exportprisindex. Indexet mäter priserna på alla varor som levereras från svenska producenter, både för hemmamarknaden och för exportmarknaden. Hemmamarknadsprisindex och Importprisindex bildar tillsammans "Prisindex för inhemsk tillgång". De olika indexen sammanfattas i Figur (1). *I den här uppsatsen fokuserar vi på Producentprisindex samt Export- och Importprisindex.*

Figur 1: Sammanfattning av indexen



Källa:http://www.scb.se/statistik/PR/PR0301/_dokument/PR0301%20BS%202004v2.doc

(egen bearbetning av avsnitt 1.1.4)

Dessa index används bl.a. till att räkna om nominella belopp till belopp i fasta priser i t.ex. nationalräkenskaperna och utrikeshandelsstatistiken samt till

¹ http://www.scb.se/statistik/PR/PR0101/PR0101_BS_2005.doc, avsnitt A10.

² http://www.scb.se/statistik/PR/PR0301/_dokument/PR0301%20BS%202004v2.doc.

ekonomisk analys av t.ex. Konjunkturinstitutet, banker och marknadsinstitut. De används även till prisreglering i långsiktiga avtal.³

Ett index uppgift är att sammanfatta information. Ett prisindex ska sammanfatta hur priser på ett visst antal varor har förändrats under en viss period. *Hur* ska informationen sammanfattas för att indextalet ska bli rättvisande?

Eftersom indexen är underlag för många ekonomiska beslut är det viktigt att de är rättvisande. De ska alltså visa hur priserna på de utvalda varorna faktiskt har förändrats under en viss period. Det finns många olika metoder att beräkna index. Det finns sätt som teoretiskt är välmotiverade, men eftersom dessa index helt eller delvis använder jämförelseperiodens vikter, brukar de inte ses som praktiskt användbara av de flesta statistikproducenter. Detta eftersom sammanställningen av jämförelseperiodens vikter tar tid. *Syftet med den här uppsatsen är att jämföra de teoretiskt välmotiverade indexen med dem som praktiskt går att använda. Hur stor skillnad blir det på indexserien vid de olika metoderna om vi använder oss av samma data vid beräkningarna?* Om skillnaden inte är så stor borde de praktiskt använda indexen kunna approximera de teoretiskt välmotiverade ganska bra.

När ett index ska beräknas är det viktigt att välja rätt indexformel. Det finns även många andra problem som är associerade med indexberäkningar. Svartsbortfall, mätfel, säsongsvariation, kvalitetsförändringar och nya produkter är några exempel på problem som kan leda till att det beräknade indexen inte blir rättvisande. I den här uppsatsen ska vi bara undersöka valet av indexformel och avgränsar oss därför från övriga problem.

Uppsatsen är ett samarbete mellan Uppsala Universitet och SCB (Statistiska centralbyrån). P.g.a. svårigheter med prisomräkning av vikter samt att SCB använder en mer detaljerad nivå vid sina beräkningar ska vi inte försöka kopiera det index som SCB använder idag. Istället jämför vi ett index som liknar det som SCB beräknar med indexformler som är vanligt förekommande i

³ Berglund, (1999), s. 538 .

litteraturen. Vi hoppas ändå att uppsatsen ska kunna ge en uppfattning om hur väl den indexformel som används av SCB kan approximera de teoretiskt välmotiverade indexen.

2. Teori

2.1 Grundläggande indexteori

Prisindex ska visa hur priser för en produkt eller produktkorg förändras mellan två olika perioder. Den första av dessa perioder brukar kallas basperiod eller referensperiod. Den period som vi vill jämföra basperiodens priser med kallas jämförelseperiod. I den här uppsatsen betecknas basperioden med 0 och jämförelseperioden med 1. Prisindex är funktioner av priser (p) och kvantiteter (q).

Värdet av alla transaktioner under en period kan beskrivas enligt ekvation (1).

$$V^t = \sum_{i=1}^n p_i^t q_i^t \quad (1)$$

där t=tidpunkt 0 eller 1 och i=varugrupp.

Man kan tänka sig att ett prisindex symboliserar andelen av en värdeförändring som bara beror på prisförändringar. Då är prisindexet faktorn P i ekvation (2).

$$\frac{V^1}{V^0} = \frac{\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^1}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0} = P^{0,1} Q^{0,1}, \quad (2)$$

där P är prisindexet och Q motsvarande volymindex. Det finns många olika funktioner för att beräkna P.⁴

⁴ Dridi & Zieschang, (2004), s. 160.

Prisindexet för basåret är alltid lika med 100. För de nästkommande åren kommer prisindexet att ställas i relation till basåret 0. Storleken på indextalen kommer att vara beroende av vilket år som har valts till basår. Väljer vi ett basår med förhållandevis låga priser kommer övriga index i serien att bli relativt höga och tvärtom. Observera att detta inte har någon betydelse när man jämför de olika åren med varandra, vilket oftast är syftet med att studera en indexserie.⁵

2.1.1 Asymmetriskt viktade prisindex

För att beräkna ett prisindex måste man välja en representativ produktkorg, d.v.s. hur stora kvantiteter som produceras av respektive produkt. Varor som det produceras mycket av kommer att ges en stor vikt i prisindexet och tvärtom. Produktkorgen ska vara representativ för de transaktioner som har genomförts i bas- och jämförelseperioden. Prisindexet beräknas som värdet av transaktionerna med jämförelseperiodens priser dividerat med värdet av transaktionerna med basperiodens priser. Problemet är bara att bestämma produktkorgen q .

Det finns två naturliga sätt att bestämma kvantitetsvektorn ($q=q_1, \dots, q_n$), antingen används basperiodens eller jämförelseperiodens kvantitetsvektor. Dessa två ansatser leder till de två vanligaste prisindexen, Laspeyres' och Paasches prisindex. Laspeyres kan skrivas som ekvation (3) och Paasche som ekvation (4). Ekvationerna förenklas till att bara innehålla andelar av totala transaktioner samt priskvoter eftersom statistikproducenter ofta bara har tillgång till dessa variabler.⁶

$$P_L^{0,1} \equiv \frac{\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^0}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0} = \sum_{i=1}^n \left(\frac{p_i^1}{p_i^0} \right) s_i^0 \quad (3)$$

⁵ Jacobsen, (1974), s.11.

⁶ Statistics department IMF, (2004), s. 372-373.

$$P_p^{0,1} \equiv \frac{\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^1}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^1} = \frac{1}{\sum_{i=1}^n \left(\frac{p_i^0}{p_i^1} \right) s_i^1} \quad (4)$$

$$\text{där } s_i^t \equiv \frac{p_i^t q_i^t}{\sum_{i=1}^n p_i^t q_i^t} \text{ där } i=1, \dots, n \text{ och } t=0,1$$

d.v.s. produkt i's andel av det totala transaktionsvärdet. Dessa andelar används som *vikter* i indexberäkningarna.

Laspeyres' index beräknas som värdet av jämförelseperiodens transaktioner *men med basperiodens kvantitetsvektor* dividerat med värdet av transaktionerna i basperioden. Paasches index beräknas istället som värdet av transaktionerna i jämförelseperioden dividerat med värdet av basperiodens transaktioner *men med jämförelseperiodens kvantitetsvektor*.⁷

Laspeyres' index, definierat enligt ekvation (3), är ett aritmetiskt medelvärde av priskvoter medan Paasches index, enligt ekvation (4), är ett harmoniskt medelvärde. (Se appendix 1 för ekvationer för de olika medelvärdena.) Man kan även beräkna Laspeyres' index som ett harmoniskt medelvärde och Paasches som ett aritmetiskt enligt ekvation (5) och (6). Det aritmetiska Paasche brukar kallas Palgraves index.⁸

$$P_{Pal}^{0,1} = \sum_{i=1}^n \left(\frac{p_i^1}{p_i^0} \right) s_i^1 \quad (5)$$

$$P_{HL}^{0,1} = \frac{1}{\sum_{i=1}^n \left(\frac{p_i^0}{p_i^1} \right) s_i^0} \quad (6)$$

där s_i^t definieras enligt ovan.

⁷ Dridi & Zieschang, (2004), s. 167-169.

⁸ Statistics department IMF, (2004), s. 421-422.

Man kan även beräkna Paasches och Laspeyres' index som geometriska medelvärden. Geometriska prisindex tar hänsyn till att substitution existerar när relativpriser förändras. Ekvationerna för Laspeyres' och Paasches geometriska index presenteras i ekvation (7) och (8).⁹

$$P_{GL}^{0,1} = \prod_{i=1}^n \left(\frac{P_i^1}{P_i^0} \right)^{s_i^0} \quad (7)$$

$$P_{GP}^{0,1} = \prod_{i=1}^n \left(\frac{P_i^1}{P_i^0} \right)^{s_i^1} \quad (8)$$

där s_i^t definieras enligt ovan.

Om alla vikter är positiva, kan man visa att ett viktat aritmetiskt medelvärde av n observationer är lika med eller större än motsvarande viktade geometriska medelvärde av samma n observationer. Det geometriska medelvärdet är i sin tur lika med eller större än motsvarande harmoniska medelvärde av samma n observationer. De olika varianterna av Paasche-indexet, P_{Pal} , P_{GP} , och P_P , använder alla jämförelseperiodens vikter (s_i^1). Eftersom det inte existerar några negativa vikter kan vi säga hur storleken på de olika indexen kommer att variera, beroende på vilken aggregering vi bestämmer oss för. Detta sammanfattas i ekvation (9).

$$P_{Pal} \geq P_{GP} \geq P_P \quad (9)$$

De olika varianterna av Laspeyres-indexet, P_L , P_{GL} , och P_{HL} , använder alla basperiodens vikter (s_i^0). Motsvarande förhållande som för Paascheindexen men för de olika Laspeyres-indexen sammanfattas i ekvation (10).¹⁰

$$P_L \geq P_{GL} \geq P_{HL} \quad (10)$$

⁹ Dridi & Zieschang, (2004), s. 171.

¹⁰ Statistics department IMF, (2004), s. 489-490.

Ett index som inte antar en viss substitutionselasticitet är CES-indexet (Constant Elasticity of Substitution). Detta index antar alltså inte att substitutionselasticiteten är noll som vid Laspeyres' eller Paasces index. CES-indexet, som kan anta vilken substitutionselasticitet som helst, presenteras i ekvation (11).¹¹

$$P_{CES}^{0,1} = \left[\sum_{i=1}^n s_i^0 \left(\frac{p_i^1}{p_i^0} \right)^{1-\sigma} \right]^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad (11)$$

där σ är substitutionselasticiteten.

2.1.2 Förhållandet mellan Paasches och Laspeyres' index

Låt $x = p_1 / p_0$, d.v.s. prisförändringen under perioden och låt $y = q_1 / q_0$, d.v.s. kvantitetsförändringen under perioden. Värdet av en varas transaktioner i förhållande till värdet av alla transaktioner definieras som tidigare, vilket repeteras i ekvation (12).

$$s_i^t = \left(\frac{p_i^t q_i^t}{\sum_{i=1}^n p_i^t q_i^t} \right) \quad (12)$$

Medelvärdena av pris- och kvantitetsförändringar betecknas med $\bar{x}$ och $\bar{y}$ vilka kan skrivas som $\sum sx$ och $\sum sy$. Förväntade värdet av produkten av pris och kvantitetsförändringar är $\sum sxy$, vilket kan skrivas om som $\bar{x} \bar{y} + kov(x, y)$, där $kov(x, y)$ är kovariansen mellan pris- och kvantitetsförändringarna.

¹¹ SOU 1999:124, (1999), s. 46-47.

Med dessa uttryck kan kvoten mellan Paasches och Laspeyres' index skrivas som

$$\frac{P_P^{0,1}}{P_L^{0,1}} = \frac{\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^1}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^1} \cdot \frac{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0}{\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^0} = \dots = \frac{\sum s_{xy}}{\sum s_x \sum s_y} = 1 + \frac{\text{kov}(x, y)}{\bar{x} \bar{y}}. \quad (13)$$

Av sambandet ovan framkommer att om pris- och kvantitetsförändringarna är okorrelerade, d.v.s. kovariansen är noll, blir kvoten mellan Paasches och Laspeyres' index ett och indexen är således lika.¹²

2.1.3 Superlativa prisindex

Superlativa index jämför bas och jämförelseperiodens kvantitetsfördelning. De använder sig av vikter från *både* bas- och jämförelseperioden. Det mest kända superlativa indexet är Fisher's ideala index vilket beräknas som ett geometriskt medelvärde av Paasches och Laspeyres' index. Se ekvation (14).

$$P_F^{0,1} = [P_L^{0,1}]^{1/2} * [P_P^{0,1}]^{1/2} \quad (14)$$

Istället för att använda det geometriska genomsnittet av de vanliga Paasche och Laspeyres-indexen kan man ta det geometriska genomsnittet av de geometriska Paasche- och Laspeyres-indexen. Då erhålls Törnqvists index som beskrivs i ekvation (15).¹³

$$P_T^{0,1} = [P_{GL}^{0,1}]^{1/2} * [P_{GP}^{0,1}]^{1/2} \quad (15)$$

Ett alternativ till att ta medelvärdet av två asymmetriska index är att hitta en kvantitetsvektor q , som ett symmetriskt medelvärde av basperiodens och jämförelseperiodens kvantitetsvektor, $m(q^0, q^1)$. Nästa steg är att bestämma

¹² Jacobsen, (1967), s. 19.

¹³ Dridi & Zieschang, (2004), s. 171-172.

vilken form medelvärdesfunktionen ska ha. Om vi väljer ett geometriskt medelvärde erhåller vi Walsh-indexet som beskrivs i ekvation (16).

$$P_W^{0,1} = \frac{\sum_{i=1}^n p_i^1 \sqrt{q_i^0 q_i^1}}{\sum_{j=1}^n p_j^0 \sqrt{q_j^0 q_j^1}} = \frac{\sum_{i=1}^n \left(p_i^1 / \sqrt{p_i^0 p_i^1} \right) \sqrt{s_i^0 s_i^1}}{\sum_{j=1}^n \left(p_j^0 / \sqrt{p_j^0 p_j^1} \right) \sqrt{s_j^0 s_j^1}} = \frac{\sum_{i=1}^n \sqrt{s_i^0 s_i^1} \sqrt{p_i^1 / p_i^0}}{\sum_{j=1}^n \sqrt{s_j^0 s_j^1} \sqrt{p_j^0 / p_j^1}} \quad (16)$$

Ett superlativt prisindex verkar bättre kunna motverka substitutionsbiasen som uppkommer i de asymmetriskt viktade indexen. Trots det väljer många statistikproducenter att använda sig av de enklare asymmetriska indexen. Detta beror på att man vid superlativa index behöver vikter från jämförelseperioden vilket oftast är praktiskt omöjligt att erhålla under samma tidsperiod. Även några av de asymmetriska indexen kräver vikter från jämförelseperioden. De index som brukar ses som praktiskt möjliga att beräkna är Laspeyres, Geometriskt Laspeyres och CES-indexet eftersom dessa bara använder sig av vikter från basperioden.¹⁴ Trots det används sedan 2004 ett index av Walsh-typ i de svenska KPI-beräkningarna.¹⁵ Ett annat skäl till att de enklare asymmetriska indexen används mer i praktiken är att de anses vara enklare att förklara för allmänheten.¹⁶

2.1.4 Fastbasindex respektive kedjade index

Ett fastbasindex använder alltid en produktkorg som ligger fast under ett antal år till sina prisjämförelser, vilket ger fördelen att indexet blir lätt att tolka. Vid ett kedjeindex revideras produktkorgen i varje tidsperiod och indexet beräknas då som produkten av en serie år-till-år eller månad-till-månad-index, beroende på vilken periodicitet indexet ska ha. Exempelvis skulle en indexserie för åren 1996 till 1999 med 1996 som basår beräknas enligt nedan.¹⁷

¹⁴ Statistics department IMF, (2004), s. 377-379.

¹⁵ Ribe, (2004), s.2.

¹⁶ Statistics department IMF, (2004), s. 377.

¹⁷ SOU 1999:124, (1999), s. 43-44.

$$P^{1996} = P_{1996}^{1996} = 100$$

$$P^{1997} = P_{1996}^{1997}$$

$$P^{1998} = P_{1997}^{1998} * P_{1996}^{1997}$$

$$P^{1999} = P_{1998}^{1999} * P_{1997}^{1998} * P_{1996}^{1997}$$

Fördelen med ett kedjeindex är att produktkorgen inte blir föråldrad. Kedjade index leder till att spridningen mellan de index vi presenterade under 2.1.1 och 2.1.3 blir mindre. Detta gäller dock bara när relativpriserna uppvisar trender och inte när relativpriserna visar kraftiga svängningar. Superlativa index är inte lika känsliga för kraftiga svängningar i relativpriser som de asymmetriska indexen är. Superlativa index kommer alltså visa en mindre spridning om man kedjar indexen, även om relativpriserna uppvisar kraftiga svängningar.¹⁸

2.2. Ekonomisk ansats

Den ekonomiska ansatsen till PPI börjar på företagsnivå. Företag är PPI-beräkningarnas motsvarighet till hushåll vid beräkningar av KPI.

I den här uppsatsen undersöker vi framför allt Producentprisindex som mäter prisutvecklingen för de varor som företagen producerar och säljer. Därför är det teorin om *outputprisindex* som är mest intressant i det här sammanhanget. Det här ska inte förväxlas med ett *inputprisindex* som mäter prisutvecklingen på de insatsvaror som företagen använder i sin tillverkning. Importprisindex, som vi också undersöker, ligger närmare teorin för ett inputprisindex eftersom import kan ses som input till hela ekonomin.

Vi definierar företagets prisvektor i bas och jämförelse perioden som, $p^t \equiv [p_1^t, \dots, p_n^t]$ för $t=0,1$, vilket visar de priser som ett företag möter för de n varor som produceras. Kvantitetsvektorn för företaget kan skrivas som $q^t \equiv [q_1^t, \dots, q_n^t]$. Denna visar de kvantiteter av de olika produkterna som ett företag väljer att producera. I den ekonomiska ansatsen antas antalet produkter

¹⁸ Statistics department IMF, (2004), s. 500.

som produceras vara samma i de båda perioderna som prisjämförelsen avser. Detta är ett starkt antagande med tanke på effekter av bl.a. säsongsvariation och teknologisk utveckling.¹⁹

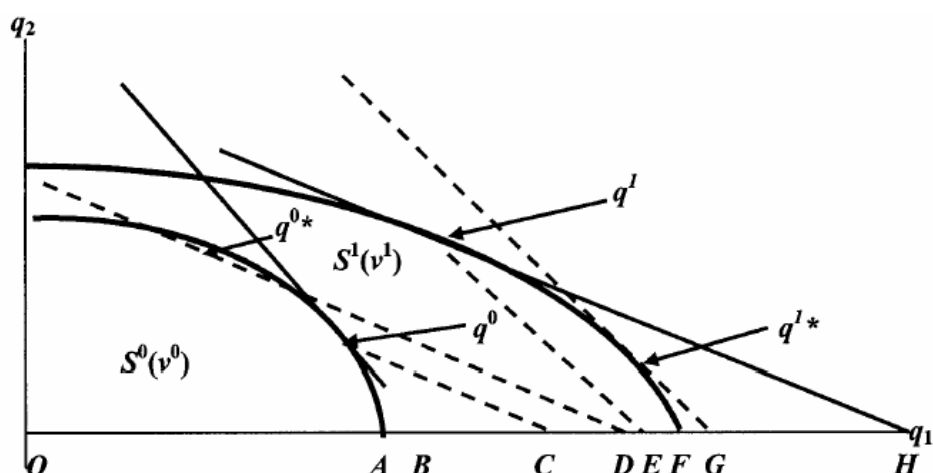
Ett prisindex är lättast att härleda om vi antar att det bara finns ett företag och att detta företag endast producerar två varor. Den ekonomiska ansatsen har ett grundläggande mikroekonomiskt antagande om att alla aktörer handlar optimalt d.v.s. att företag söker att maximera sina intäkter. Detta innebär att företaget på en frikonkurrensmarknad väljer att, vid givna priser, producera den kvantitet som ger lösningen på maximeringsproblemet. Maximeringsproblemet, d.v.s. att vid givna priser producera den kvantitet som maximerar intäkten, kan skrivas som

$$R^t(p, v) \equiv \max_q \left\{ \sum_{i=1}^n p_i q_i : q \text{ hör till } S^t(v) \right\}, \quad (17)$$

där R^t är intäkterna med period t 's teknologi och $\sum p_i q_i$ är värdet på producerad kvantitet som ska maximeras med avseende på q . Sista delen säger att den vinstmaximerande kvantitetsvektorn måste ligga inom det produktionmöjlighetsset som avgränsas av respektive periods produktionsmöjlighetskurva. En produktionsmöjlighetskurva visar de olika kvantitetsvektorer som är möjliga att producera givet teknologi och inputvektor (v). I Figur (2) illustreras det ovannämnda två-varufallet grafiskt. Produktionsmöjlighetskurvorna A och F visar vilka kombinationer av vara 1 och 2 som kan produceras i period 0 och 1.

¹⁹ Statistics department IMF, (2004), s.435-436.

Figur 2. Grafisk härledning av prisindex i fallet ett företag och två varor.



A och F visar produktionsmöjligheterna i period 0 och 1. B, C och D är intäktskurvor i period 0 vid olika prisvektorer. E, G och H är intäktskurvor i period 1 vid olika prisvektorer.

Källa: Statistics Department IMF, (2004), s.441.

Lösningen på maximeringsproblemet i ekvation (17) ges av q^0 för period 0 och av q^1 för period 1. Linjerna B och H är tillhörande intäktskurvor. q^{0*} ger lösningen på maximeringsproblemet då företaget möter jämförelseperiodens priser men använder basperiodens teknologi och inputvektor. Notera att den tillhörande intäktskurvan är parallell med H då prisvektorerna är de samma. På liknande sätt är q^{1*} lösningen på maximeringsproblemet då företaget använder jämförelseperiodens teknologi och inputvektor men möter basperiodens prisvektor. Av samma anledning som tidigare är intäktskurvan G parallell med intäktskurvan B. C visar den intäkt som kvantitetsvektorn q^0 ger vid jämförelseperiodens priser och E visar intäkten som kvantitetsvektorn q^1 ger vid basperiodens priser.²⁰

Utifrån detta kan ett index bildas som

$$P^t(p^0, p^1, v^t) = \frac{R^t(p^1, v^t)}{R^t(p^0, v^t)}, \quad (18)$$

där p är prisvektorerna för period 0 och 1. Indexet är alltså kvoten av ett företags maximala intäkter vid de två periodernas prisvektorer som företaget möter givet att *en* periods teknologi och inputvektor antas. Det finns en mängd index som kan beräknas från ekvation (18), beroende på hur teknologin och

²⁰ Statistics department IMF, (2004), s.439, 441-442.

inputvektorn väljs. Två fall av den generella formeln ovan är av särskilt intresse.

- $P^0(p^0, p^1, v^0)$ uttrycker ett prisindex vid basperiodens produktionsmöjlighetskurva.
- $P^1(p^0, p^1, v^1)$ uttrycker ett prisindex vid jämförelseperiodens produktionsmöjlighetskurva.

Om q^0 och q^1 är observerade vinstmaximerande kvantiteter, måste följande ekvationer hålla.

$R^0(p^0, v^0) = \sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0$ och $R^1(p^1, v^1) = \sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^1$, vilket beskriver intäkterna för respektive period.

Enligt ovan kan ekvation (18) skrivas som

$$P^0(p^0, p^1, v^0) \equiv \frac{R^0(p^1, v^0)}{\underbrace{R^0(p^0, v^0)}_Z} = \frac{R^0(p^1, v^0)}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0} \geq \frac{\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^0}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0} \equiv P_L, \quad (19)$$

vilket uttrycker ett prisindex med basperiodens teknologi och inputvektor. Detta är kvoten av intäkterna vid punkt q^{0*} och q^0 i Figur 2. Om företaget inte har möjlighet att lägga om produktionen kommer samma kvantiteter att produceras (q^0) fast till period 1:s priser och indexet blir då Laspeyres' index, identiskt med det definierat av ekvation (3) i stycke 2.1. Det är dock sannolikt att företaget kan och därför kommer att lägga om produktionen. Så fort detta sker kommer indexet att avvika från Laspeyres' index och det "sanna" indexet i mittenledet (Z) kommer således alltid att vara större än eller lika med Laspeyres' index. Detta brukar kallas för substitutionsbiasen i Laspeyres' index. Laspeyres ger därmed en lägre gräns för ett index i period 0.

Ekvation (18) kan även skrivas som

$$P^1(p^0, p^1, v^1) \equiv \frac{R^1(p^1, v^1)}{R^1(p^0, v^1)} = \frac{\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^1}{R^1(p^0, v^1)} \leq \frac{\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^1}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^1} \equiv P_P. \quad (20)$$

I ekvation (20) uttrycks indexet istället vid jämförelseperiodens teknologi och inputvektor, vilket medför att indexet kommer att beräknas med jämförelseperiodens kvantitetsvektor. Indexet beräknas som kvoten mellan de intäkter som kvantiteterna q^1 och q^{1*} genererar. På samma sätt som ovan kommer en substitutionseffekt att uppstå då relativpriserna ändras. Om företaget kan lägga om produktionen produceras kvantitetsvektorn q^{1*} . Olikheten i ekvation (20) illustreras i Figur (2) av att intäkterna är större om företaget kan lägga om produktionen, vilket ger att intäktslinjen G ligger över intäktslinjen E. Då produktionen förblir den samma kommer det "sanna" indexet att sammanfalla med Paasches index. Då detta inte är troligt kommer Paasches index generellt att överskatta det "sanna" indexet mätt i period 1.²¹

Teorin ovan har lett till två teoretiskt lika välmotiverade index. I praktiken önskar dock en statistikproducent presentera ett index som är ett idealt index. Detta nya index önskas ligga mellan de gränser som Laspeyres' och Paasches index utgör. Dessa gränser kommer att bero på hur teknologins utveckling samt hur relativpriserna ändras. I vårt fall utgjorde Paasche och Laspeyres övre respektive under gräns för det "sanna" indexet men fallet kan alltså vara det omvända. Det viktiga från den grafiska analysen ovan är att vi har hittat gränser enligt $P_L \leq P_{Sanna} \leq P_P$ eller $P_P \leq P_{Sanna} \leq P_L$. Teorin för att härleda ett nytt index som hamnar mellan Laspeyres' och Paasches index börjar med ett nytt maximeringsproblem.

$$R(p, \alpha) \equiv \max_q \left\{ \sum_{i=1}^n p_i q_i : q \text{ hör till } (1-\alpha)S^0(v^0) + \alpha S^1(v^1) \right\}, \quad (21)$$

vilket innebär att värdet av den producerade kvantiteten ska maximeras med avseende på q . Kvantiteten q ligger i det produktionsmöjlighetsset som

²¹ Statistics department IMF, (2004), s.440.

definieras av det, med vikten α , vägda medelvärdet av de två periodernas produktionsmöjligheter. Enligt denna metod kan produktionsmöjlighetskurvan skiftas mellan punkt A och F genom att ändra vikten. På samma sätt som tidigare används den nya intäktsfunktionen för att definiera ett prisindex enligt

$$P(p^0, p^1, \alpha) \equiv \frac{R(p^1, \alpha)}{R(p^0, \alpha)}. \quad (22)$$

Fördelen med index av denna form är att de tar hänsyn till substitutionseffekter vid prisförändringar, d.v.s. att företag lägger om sin produktion vid prisförändringar givet input och teknologi. Det existerar ett α så att indexet hamnar mellan Laspeyres och Paasche.

Exempel på index av denna form är Fishers index, definierat tidigare som det geometriska medelvärdet av Laspeyres' och Paasches index,

$$P_F = [P_L]^{1/2} * [P_P]^{1/2}. \quad (23)$$

Som framgår av definitionen ovan är Fishers index ett symmetriskt medelvärde av P_L och P_P och eftersom Fishers index tar hänsyn till produktionsmöjligheterna i båda perioderna är det därmed teoretiskt välmotiverat. Fishers index kommer alltså per definition att hamna mellan Laspeyres' och Paasches index.²²

För ett *inputprisindex* blir härledningen liknande. Skillnaden är att kostnadsfunktionen används istället för intäktsfunktionen. Detta resulterar i ett minimeringsproblem istället för ett maximeringsproblem, vilket innebär att man producerar den produktkorg som minimerar kostnaden. För ett inputprisindex kommer Laspeyres att utgöra en övre gräns för det "sanna" indexet, medan Paasche utgör en undre gräns, vilket är tvärt emot ett outputprisindex. Även här

²² Statistics department IMF, (2004), s.442-443.

är Fisher det ideala indexet eftersom det antar värden mellan Laspeyres och Paasche.²³

2.3 Axiomatisk ansats

2.3.1 Axiom

Vid den ekonomiska ansatsen antogs vissa mikroekonomiska antaganden, så som att aktörerna på marknaden beter sig optimalt. Det här avsnittet ska behandla den axiomatiska ansatsen, där inga sådana antaganden görs. Istället bedöms de olika indexen efter ett antal axiom.²⁴ Här följer en genomgång av 16 axiom som ett bra index bör uppfylla.

Vi delar in axiomen i fem grupper; grundläggande axiom, homogenitetstest, invarians- och symmetritest, medelvärdestest samt monotonicitetstest. Om ett index med basperiod i tidpunkt 0 och jämförelseperiod i tidpunkt 1 beskrivs enligt $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$, där p =prisvektor och q =kvantitetsvektor, kan de 16 axiomen beskrivas som följer.

Grundläggande axiom

Axiom 1: Positivitet

$P(p^0, p^1, q^0, q^1) > 0$,
d.v.s. indexet ska alltid vara positivt.

Axiom 2: Kontinuitet

$P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ ska vara en kontinuerlig funktion.

Axiom 3: Identitetstest

$P(p, p, q^0, q^1) = 1$,
d.v.s. om priset på varje vara är identiskt i de båda perioderna, ska prisindexet vara lika med ett oavsett vilket värde kvantitetsvektorerna antar.

²³ Statistics department IMF, (2004), s.451-453.

²⁴ SOU 1999:124, (1999), s. 179.

Axiom 4: Konstant kvantitetstest

$$P(p^0, p^1, q, q) = \frac{\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i},$$

d.v.s. om kvantitetsvektorerna är konstanta under de två perioderna kommer prisindexet att vara lika med totala värdet för den fixa produktkorgen till period 1:s priser delat med totala värdet för den fixa produktkorgen till period 0:s priser.

Homogenitetstest

Axiom 5: Proportionalitet i jämförelseperiodens priser

$$P(p^0, \lambda p^1, q^0, q^1) = \lambda P(p^0, p^1, q^0, q^1) \text{ när } \lambda > 0,$$

d.v.s. om period 1:s priser multipliceras med en positiv konstant λ så kommer det nya prisindexet att vara λ gånger så stort som det ursprungliga prisindexet. Ett annat sätt att beskriva detta är att $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ är homogen av första graden i period 1:s prisvektor.

Axiom 6: Invers proportionalitet i basperiodens priser

$$P(\lambda p^0, p^1, q^0, q^1) = \lambda^{-1} P(p^0, p^1, q^0, q^1) \text{ när } \lambda > 0,$$

d.v.s. om alla period noll:s priser multipliceras med λ , är det nya prisindexet $1/\lambda$ gånger det gamla prisindexet. Ett annat sätt att beskriva detta är att $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ är homogen av grad minus ett i period 0:s prisvektor.

Axiom 7: Invariants för proportionella förändringar av jämförelseperiodens kvantiteter

$$P(p^0, p^1, q^0, \lambda q^1) = P(p^0, p^1, q^0, q^1) \text{ när } \lambda > 0,$$

d.v.s. om jämförelseperiodens kvantiteter multipliceras med λ , kommer prisindexet att förbli oförändrat. $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ är alltså homogen av grad noll i period 1:s kvantitetsvektor.

Axiom 8: Invariants för proportionella förändringar i basperiodens kvantiteter

$$P(p^0, p^1, \lambda q^0, q^1) = P(p^0, p^1, q^0, q^1) \text{ när } \lambda > 0,$$

d.v.s. om basperiodens kvantiteter multipliceras med λ , kommer prisindexet att förbli oförändrat. $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ är alltså homogen av grad noll i period 0:s kvantitetsvektor.

Axiom 7 och 8 säger att prisindexet ska vara oberoende av de absoluta värdena på kvantitetsvektorerna q^0 och q^1 .

Invariants och symmetritest

Axiom 9: Invariants för förändringar av varornas ordning

$$P(p^{0*}, p^{1*}, q^{0*}, q^{1*}) = P(p^0, p^1, q^0, q^1),$$

där p^{t*} är en permutation av komponenterna i vektorn p^t och q^{t*} är samma permutation av komponenterna i q^t .

Axiom 10: Invariants för skalförändringar

$$P(\alpha_1 p_1^0, \dots, \alpha_n p_n^0; \alpha_1 p_1^1, \dots, \alpha_n p_n^1; \alpha_1^{-1} q_1^0, \dots, \alpha_n^{-1} q_n^0; \alpha_1^{-1} q_1^1, \dots, \alpha_n^{-1} q_n^1)$$

$$= P(p_1^0, \dots, p_n^0; p_1^1, \dots, p_n^1; q_1^0, \dots, q_n^0; q_1^1, \dots, q_n^1),$$

d.v.s. prisindexet förändras sig inte om enheten som indexet mäts i förändras.

Axiom 11: Tidsreverseringstest

$$P(p^0, p^1, q^0, q^1) = 1/P(p^1, p^0, q^1, q^0),$$

d.v.s. om datan för de båda perioderna byts ut med varandra så kommer det nya prisindexet att vara inversen av det ursprungliga.

Axiom 12: Kvantitetsreverseringstest

$$P(p^0, p^1, q^0, q^1) = P(p^0, p^1, q^1, q^0),$$

d.v.s. om kvantitetsvektorerna för de båda perioderna byts ut med varandra, kommer indexet att förbli oförändrat.

Medelvärdestest

Axiom 13: Medelvärdestest för priser

$$\min_i (p_i^1 / p_i^0 : i = 1, \dots, n) \leq P(p^0, p^1, q^0, q^1) \leq \max_i (p_i^1 / p_i^0 : i = 1, \dots, n),$$

d.v.s. prisindexet ligger mellan den minsta och den största priskvoten. Detta verkar logiskt då ett index ska tolkas som genomsnittet av priskvoterna för de n varorna.

Axiom 14: Paasche och Laspeyres gränstest

Prisindexet bör ligga mellan Paasches och Laspeyres' index.

Monotonicitetstest

Axiom 15: Monotonicitet i jämförelseperiodens priser

$$P(p^0, p^1, q^0, q^1) < P(p^0, p^{1*}, q^0, q^1) \text{ om } p^1 < p^{1*},$$

d.v.s. om jämförelseperiodens priser ökar, måste även prisindexet stiga.

Axiom 16: Monotonicitet i basperiodens priser

$$P(p^0, p^1, q^0, q^1) > P(p^{0*}, p^1, q^0, q^1) \text{ om } p^0 < p^{0*},$$

d.v.s. om basperiodens priser ökar, måste prisindexet sjunka.

2.3.2 Vilka axiom uppfyller indexen?

I tabell (1) sammanfattas fem index utifrån den axiomatiska ansatsen.

Tabell 1: Vilka index uppfyller axiomen?*

	Index				
Axiom	<i>Laspeyres</i>	<i>Paasche</i>	<i>Walsh</i>	<i>Törnqvist</i>	<i>Fisher</i>
1: Positivitet	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
2: Kontinuitet	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
3: Identitetstest	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
4: Konstant kvantitetstest	Ja	Ja	Ja	Nej	Ja
5: Proportionalitet i jämförelseperiodens priser	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
6: Invers proportionalitet i basperiodens priser	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
7: Invarians för proportionella förändringar av jämförelseperiodens priser	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
8: Invarians för proportionella förändringar i basperiodens kvantiteter	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
9: Invarians för förändringar av varornas ordning	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
10: Invarians för skalförändringar	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
11: Tidsreverseringstest	Nej	Nej	Ja	Ja	Ja
12: Kvantitetsreverseringstest	Nej	Nej	Ja	Nej	Ja
13: Medelvärdestest för priser	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
14: Paasche och Laspeyres gränstest	Ja	Ja	Nej	Nej	Ja
15: Monotonicitet i jämförelseperiodens priser	Ja	Ja	Ja	Nej	Ja
16: Monotonicitet i basperiodens priser	Ja	Ja	Ja	Nej	Ja
Antal uppfyllda axiom	14	14	15	11	16

Källa: Egen bearbetning av: Statistics department IMF, (2004), s. 414

*Ett "Nej" innebär att indexet inte uppfyller axiomet i alla fall.

Av tabell (1) kan ses att Paasche och Laspeyres uppfyller samma axiom. Båda index misslyckas att uppfylla de två reverseringstesten. Det största problemet med Paasche och Laspeyres är att de inte uppfyller tidsreverseringstestet.

Det enda axiomet som Walsh prisindex inte uppfyller är Paasche och Laspeyres gränstest, medan Törnqvist index misslyckas med att uppfylla hela fem axiom. Därför anses Törnqvist inte vara ett bra index om man utgår från den axiomatiska ansatsen. Det enda index som uppfyller alla axiom är Fishers ideala index.²⁵

²⁵ Statistics department IMF, (2004) s. 408-414.

3. Empiri

3.1 Data

Den totala industriproduktionen i Sverige som avser både hemmamarknad och exportmarknad sammanställs i statistiken över Industrins varuproduktion. På samma sätt visas värden för export och import i utrikeshandelsstatistiken. Varor som registreras i SCB:s utrikeshandelsstatistik och industrivarustatistik klassificeras i grupper enligt den kombinerade nomenklaturen, KN. Det är en hierarkiskt uppbyggd internationell varunomenklatur som på 8-siffernivån består av ca 10 000 varugrupper.²⁶ 8-siffernivån är den mest detaljerade som används för statistikändamål.

Vi ska beräkna index för tre marknader och kommer att presentera olika index för Producentprisindex, Exportprisindex och Importprisindex. Vi kommer att använda oss av uppgifter på KN-4 nivån, vilken har runt 1250 varugrupper. I SCB:s statistikdatabas²⁷ finns transaktionsvärden beräknade enligt ekvation (1), avsnitt 2.1 ”Grundläggande indexteori”. Dessa värden, som är leveranser i tusentals kronor, används för att skapa de vikter (s_i^t) som används vid indexberäkningarna. Vi kommer att studera årsdata och väljer en åtta-årsperiod från 1996 till 2003. Denna avgränsning beror på att värdebelopp enligt KN för industrivarustatistiken finns enbart för denna period.

De priskvoter vi har erhållit av SCB är av typen $I_{t-1,dec;i}^{t,m}$ och visar prisutvecklingen från december föregående år till månad m år t för en viss varugrupp i . Observera att dessa är *aggregerade* priskvoter, d.v.s. prisindex, på KN-4 nivå. Det innebär att vi endast kan uttala oss om sådana skillnader mellan indexformlerna som uppstår vid aggregering från denna 4-siffernivå.

Vårt dataset är ett urval av varugrupper som SCB gör till sina indexberäkningar, varför inte alltid prisindex för samma varugrupper finns för

²⁶ http://www.scb.se/templates/Standard_35194.asp Avsnitt 1.1.

²⁷ <http://www.ssd.scb.se/databaser/makro/start.asp>.

alla år. Detta innebär, för att kunna jämföra indexen, att vi är tvungna att exkludera de varugrupper som inte har priskvoter över alla åren. Vi rensar även bort de varugrupper som inte finns representerade både i industrivarustatistiken och i datasetet med priskvoter. Uppgifter om denna matchningsprocess ges i tabell (2).

Tabell 2: Matchning av priskvoter och vikter

	Antal varugrupper från början	Antal varugrupper efter matchning	Genomsnittlig andel av totala värdet
PPI	1251	401	0,8740
Export	1252	296	0,8690
Import	1252	341	0,8189

För PPI beräkningarna fanns det ursprungligen 1251 varugrupper. Efter matchning fann vi att 401 av dessa hade priskvoter och vikter för samtliga år. Detta är en förlust på 850 varugrupper. Med genomsnittlig andel av totala värdet menas transaktionsvärdet av de varugrupper vi har priskvoter och vikter för i förhållande till transaktionsvärdet för alla varugrupper. Då denna värdeandel är ungefär den samma för alla åren inom de tre marknaderna, presenteras den genomsnittliga värdeandelen. Av tabellen framkommer att för PPI beräknas indexet för 87 % av det totala transaktionsvärdet. Export- och importmarknaderna har motsvarande tolkning. Eftersom vi har så pass höga andelar anser vi att det är motiverat att fortsätta med våra indexberäkningar. Anledningen till dessa höga andelar är att varugrupper med relativt högre transaktionsvärden har större sannolikhet att finnas med i det urval av priskvoter som SCB gör.

3.2 Teknisk beskrivning av indexberäkningarna

För ovan beskrivna data kommer vi att beräkna alla index beskrivna i avsnitt 2.1 ”Grundläggande indexteori”. För dessa beräknas både fastbasindexen och deras kedjade motsvarigheter. Vidare beräknas även ett index som motsvarar det som SCB presenterar. Indexet kallas ”Index enligt SCB” och är ett kedjeindex enligt Laspeyres men använder t-2 års vikter istället för t-1. De nya vikterna ($s_i^{\otimes t}$) är omräknade till t-1 års prisläge enligt nedan. Ett index för

1997 behöver således vikter från 1995. Då vi inte har dessa sätter vi 1997 till basår vid beräkningar av ”Index enligt SCB”. Indexet kan för 1997, 1998 och 1999 skrivas som

$$P^{97}=100$$

$$P^{98}=\sum_{i=1}^n\left(\frac{p_i^{98}}{p_i^{97}}\right)s_i^{\otimes 96}$$

$$P^{99}=\left[\sum_{i=1}^n\left(\frac{p_i^{99}}{p_i^{98}}\right)s_i^{\otimes 97}\right]*P^{98}$$

$$\text{där } s_i^{\otimes t} = \frac{V_i^t * \frac{p_i^{t+1}}{p_i^t}}{\sum_{i=1}^n V_i^t * \frac{p_i^{t+1}}{p_i^t}}.$$

Vid beräkningar av CES-indexen identifierar vi substitutionselasticiteten genom att jämföra de erhållna CES-indexen med Fishers index och använda det senare som det ”sanna” indexet. Vi beräknar CES-indexet med olika substitutionselasticiteter, jämför avvikelserna mot Fishers index och väljer den substitutionselasticitet som ger den minsta avvikelsen. För CES-indexet med fastbas jämför vi årsgenomsnittlig absolutavvikelse. Vid kedjat CES-index jämförs istället avvikelsen för sista indexet, P_{CES}^{03} mot P_F^{03} , eftersom varukorgen ständigt uppdateras.

De indexlänkar som presenteras för de kedjade indexen är år-till-år-länkar. I dessa länkar beskrivs hur den genomsnittliga prisnivån har förändrats från år till år. För index enligt Laspeyres visar länken prisutvecklingen med varukorgen för år t-1, medan en år-till-år-länk för Paascheindexet visar utvecklingen med jämförelseperiodens varukorg. Exempelvis beräknas kedjade Laspeyres år 1999, där indexlänken är länken mellan 1998 och 1999, enligt

$$P_L^{99} = L^{99} * P_L^{98},$$

där indexlänken är

$$L^{99} \equiv \frac{\sum_{i=1}^n p_i^{99} q_i^{98}}{\sum_{i=1}^n p_i^{98} q_i^{98}} = \sum_{i=1}^n \left(\frac{p_i^{99}}{p_i^{98}} \right) s_i^{98}.$$

Länken visar förändringen i indexet som kommit av den senast inkluderade perioden, vilket inte ska förväxlas med själva indexet som visar prisutvecklingen för hela perioden fram till och med länken. Produkten av alla år-till-år-länkarna ger samma resultat som värdet på indexet i den sista perioden.

3.3 Analys

3.3.1 Producentprisindex

Vid fastbasindexen väljer vi att bara presentera Laspeyres, CES-indexet samt Harmoniskt och Geometriskt Laspeyres. Gemensamt för dessa index är att de använder basperiodens produktkorg i alla perioder, vilket möjliggör en jämförelse mellan åren. Övriga beräknade fastbasindex presenteras i appendix 2-4. Dessa index använder helt eller delvis jämförelseperiodens produktkorg vilket vid fastbasindex innebär att produktkorgen är olika för varje år. Detta betyder att en jämförelse mellan åren inte är möjlig. Vid kedjade index förnyas produktkorgen varje år, varför vi i denna tabell väljer att presentera alla beräknade index. De beräknade indexen presenteras i tabell (3) och (4). Basåret är 1996. Enligt avsnitt 3.2 presenterar vi även årslänkarna för de kedjade indexen. Motsvarigheten till länkar vid fastbasindex kallas här ”förhållande år till år” och är beräknade enligt P_t/P_{t-1} .

Tabell 3: Producentprisindex, fastbasindex

Fast	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Laspeyres	100	100,24	98,29	97,36	102,44	104,11	103,56	102,83
Laspeyres, förhållande år till år	*	1,0024	0,9805	0,9905	1,0522	1,0163	0,9947	0,9930
Harmoniskt Laspeyres	100	99,74	96,63	93,53	97,67	93,68	93,33	91,01
Harm. Lasp., förhållande år till år	*	0,9974	0,9688	0,9679	1,0443	0,9591	0,9963	0,9751
Geometriskt Laspeyres	100	99,99	97,51	95,69	100,21	99,91	99,46	98,15
Geom. Lasp., förhållande år till år	*	0,9999	0,9752	0,9813	1,0472	0,9970	0,9955	0,9868
CES ($\sigma=0,85$)	100	100,03	97,63	95,97	100,56	100,65	100,19	98,99
CES, förhållande år till år	*	1,0003	0,9760	0,9830	1,0478	1,0009	0,9954	0,9880

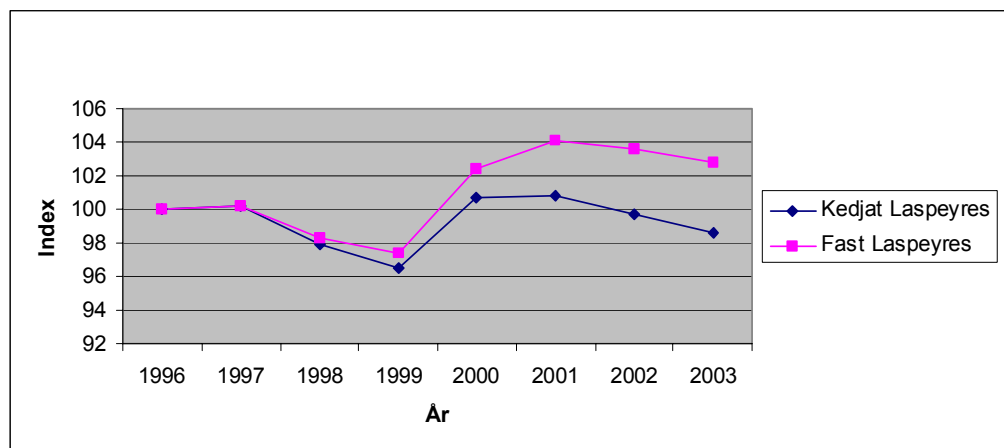
Tabell 4: Producentprisindex, kedjade index

Kedjade index	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Laspeyres	100	100,24	97,86	96,52	100,74	100,85	99,74	98,59
Laspeyres år till år länkar	*	1,0024	0,9763	0,9863	1,0437	1,0011	0,9890	0,9885
Paasche	100	99,73	97,26	95,08	99,00	98,48	97,47	96,28
Paasche år till år länkar	*	0,9973	0,9752	0,9776	1,0412	0,9947	0,9897	0,9878
Palgrave	100	100,26	98,46	97,01	102,80	103,70	102,98	101,96
Palgrave år till år länkar	*	1,0026	0,9820	0,9853	1,0597	1,0088	0,9931	0,9901
Harmoniskt Laspeyres	100	99,74	96,56	94,54	97,42	96,00	94,60	93,28
Harmoniskt Lasp. år till år länkar	*	0,9974	0,9681	0,9791	1,0305	0,9854	0,9854	0,9860
Geometriskt Laspeyres	100	99,99	97,22	95,55	99,04	98,44	97,18	95,94
Geometriskt Lasp. år till år länkar	*	0,9999	0,9723	0,9828	1,0365	0,9939	0,9872	0,9872
Geometriskt Paasche	100	100,00	97,87	96,07	100,83	101,07	100,20	99,09
Geometriskt Pa. år till år länkar	*	1,0000	0,9787	0,9816	1,0495	1,0024	0,9914	0,9889
Fisher	100	99,99	97,56	95,79	99,87	99,66	98,60	97,43
Fisher år till år länkar	*	0,9999	0,9757	0,9819	1,0426	0,9979	0,9894	0,9881
Walsh	100	100,01	97,50	95,70	99,75	99,55	98,50	97,31
Walsh år till år länkar	*	1,0001	0,9749	0,9815	1,0423	0,9980	0,9895	0,9879
Törnqvist	100	99,99	97,55	95,81	99,93	99,75	98,68	97,50
Törnqvist år till år länkar	*	0,9999	0,9756	0,9822	1,0430	0,9982	0,9893	0,9880
CES ($\sigma=0,45$)	100	100,13	97,57	96,09	99,96	99,77	98,58	97,40
CES år till år länkar	*	1,0013	0,9745	0,9848	1,0403	0,9981	0,9881	0,9880
Index enligt SCB	*	100,00	98,05	96,76	101,19	101,29	100,01	98,61
Index enligt SCB år till år länkar	*	*	0,9805	0,9868	1,0458	1,0010	0,9873	0,9860

De kedjade indexen, ska enligt avsnitt 2.1.4, uppvisa en lägre spridning än motsvarande fastbasindex. Detta stämmer väl överens med resultatet i tabell (3) och (4), där avståndet mellan det största och det minsta fasta indexen är 11,82 procentenheter för 2003 medan det för motsvarande kedjade index endast är 5,31 procentenheter.

Enligt teorin om outputprisindex i den ekonomiska ansatsen borde kedjade Paasche vara större än kedjade Laspeyres, eftersom Paasche använder jämförelseperiodens vikter. En vara som har stigit i pris borde, enligt ekonomisk teori, producenterna vilja producera mer av. Detta betyder att varor som har ökat i pris borde utgöra en större andel av totala produktionen i jämförelseperioden. Varor som har ökat i pris ges alltså en större vikt i indexet, vilket resulterar i ett högre värde på indexet. Paasches kedjade index påverkas snabbare av de förändringar som skett av produktkorgen mellan perioderna än Laspeyres kedjade index, varför Paasche borde vara större än Laspeyres. I tabell (4) kan utläsas att Laspeyres är större än Paasche i alla perioder, vilket strider mot ekonomisk teori. Detta kan tolkas som att konsumenterna styr marknaden och att produktionen är oberoende av priset. Producenterna producerar det som går att sälja, inte det som skulle vara optimalt enligt ekonomisk teori. (Detta kan även ses i ekvation (13), där kovariansen mellan pris- och kvantitetsförändringarna måste vara negativ om Laspeyres är större än Paasche.) Av samma anledning kommer det fasta Laspeyres, som använder 1996 års varukorg under hela perioden, att vara större än det kedjade Laspeyres. Detta eftersom det kedjade Laspeyres förnyar varukorgen i varje period. Grafiskt visas detta i Figur (3).

Figur 3: Jämförelse mellan fast Laspeyres och kedjat Laspeyres, PPI



Av grafen kan utläsas att skillnaden mellan fasta och kedjade Laspeyres blir större för varje år. Detta betyder troligtvis att det finns en trend i relativprisförändringarna. Den äldre produktkorgen från 1996, som fasta

Laspeyres använder, har stigit mer i pris än senare produktkorgar vilket leder till att fasta Laspeyres uppvisar högre värden på indexet än kedjade Laspeyres. Mellan 2000 och 2001 ökar skillnaden som mest.

Enligt ekvation (9) och (10) ska ett aritmetiskt index vara större än ett geometriskt, vilket i sin tur ska vara större än ett harmoniskt index. Detta resultat har vi, som förväntat, erhållit för både de kedjade och de fasta indexen.

Eftersom Fisher är det geometriska genomsnittet av Paasche och Laspeyres ska indexet ligga mellan dessa, vilket stämmer överens med resultatet i tabell (4). Törnqvist ska ligga mellan de geometriska Paasche och det geometriska Laspeyres. Resultatet blev även här enligt våra förväntningar.

Eftersom både den ekonomiska och axiomatiska ansatsen framhåller Fisher som det ideala indexet undersöker vi hur bra de olika indexen kan approximera Fisher. De indexserier som sämst kan approximera Fisher är Palgrave och Harmoniskt Laspeyres. Tydligt är även att Laspeyres och Geometriskt Paasche uppvisar mycket lika indexserier. Båda indexen är större än Fisher i alla perioder. Ett liknande samband finns mellan Paasche och Geometriskt Laspeyres. Serierna för dessa index är också mycket lika varandra. Skillnaden är att de istället är mindre än Fisher i alla perioder. De superlativa indexen och CES-indexet kan approximera varandra mycket bra. (Se appendix 5 för en grafisk presentation av tabell 4.)

För att se hur bra indexen approximerar Fisher undersöker vi även vilka länkar som kan approximera Fishers länkar. Vi dividerar alla indexlänkar med Fishers länkar varför ett tal större än ett innebär att länken är större än Fishers. Resultatet presenteras i tabell (5).

Tabell 5: Förhållande mellan Fisher och övriga indexlänkar (PPI)

	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Laspeyres	1,0025	1,0006	1,0045	1,0011	1,0032	0,9996	1,0003
Paasche	0,9974	0,9995	0,9956	0,9987	0,9968	1,0004	0,9997
Palgrave	1,0027	1,0065	1,0035	1,0164	1,0109	1,0037	1,0020
Harmoniskt Laspeyres	0,9975	0,9922	0,9972	0,9884	0,9875	0,9960	0,9979
Geometriskt Laspeyres	1,0000	0,9965	1,0010	0,9942	0,9960	0,9978	0,9991
Geometriskt Paasche	1,0001	1,0031	0,9997	1,0067	1,0045	1,0021	1,0008
Fisher	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
Walsh	1,0002	0,9992	0,9997	0,9997	1,0001	1,0001	0,9998
Törnqvist	1,0000	0,9999	1,0003	1,0004	1,0003	0,9999	0,9999
CES ($\sigma=0,45$)	1,0014	0,9987	1,0030	0,9978	1,0002	0,9988	0,9998
Index enligt SCB	*	1,0050	1,0050	1,0031	1,0031	0,9979	0,9979

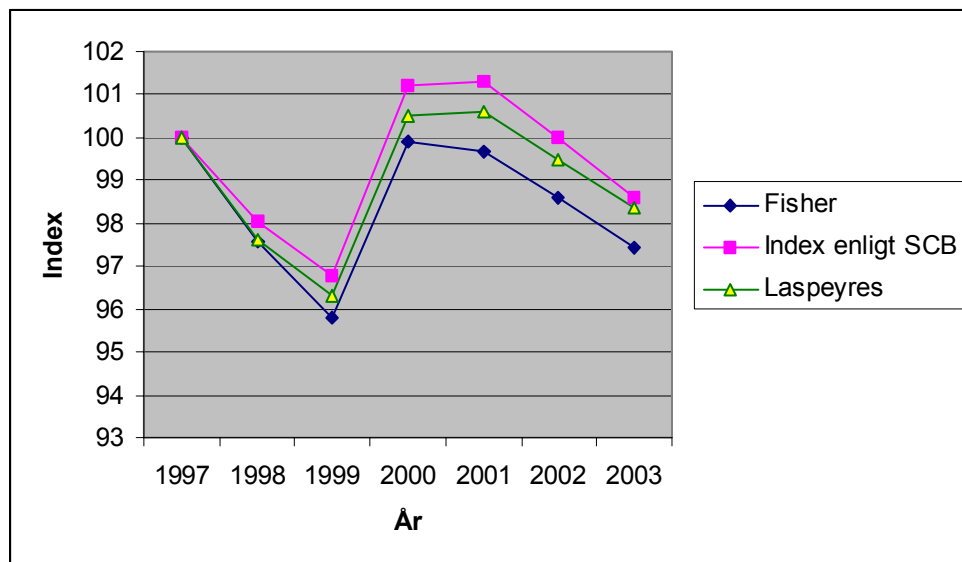
Eftersom de superlativa indexen Walsh' och Törnqvists länkar båda antar värden nära ett kan dessa index approximera Fishers länkar väldigt bra. CES-länkarna utgör också en ganska bra approximation till Fisher eftersom vi har valt en substitutionselasticitet som ger ett index så nära Fisher som möjligt. Länkarnas bias är större för CES-indexet än för Walsh och Törnqvist. Skillnaden mellan CES och Fisher är som störst i länken mellan 1998 och 1999 samt i länken mellan 1999 och 2000. De länkar som sämst kan approximera Fisher i tabell (5) är Harmoniskt Laspeyres och Palgrave. Palgraves länkar är större och Harmoniskt Laspeyres' länkar är mindre än Fisher i alla perioder. Förutom CES verkar Paasches och Laspeyres' länkar vara de asymmetriska indexlänkar som bäst kan approximera Fisher. Laspeyres' länkar överskattar de "sanna" år-till-år-förändringarna, medan det omvända gäller för Paasche.

Enligt den axiomatiska ansatsen ska ett bra index uppfylla "Paasche och Laspeyres gränstest" (Axiom 14), d.v.s. värdet på indexet ska ligga mellan Paasche och Laspeyres. Matematiskt uppfyller Walsh och Törnqvist inte detta axiom. I vårt resultat uppfyller både Walsh och Törnqvist detta axiom i alla perioder.

För att kunna jämföra "Index enligt SCB" med kedjade Fisher och Laspeyres ändrar vi basåret till 1997 för dessa. De nya indexserierna presenteras i

Figur (4). Observera att länkarna är lika oavsett vilket basår som väljs, varför dessa kan jämföras direkt ur tabell (4).

Figur 4: Jämförelse av Laspeyres, Fisher och ”Index enligt SCB” (kedjade), PPI



Laspeyres verkar kunna approximera Fishers index bättre än ”Index enligt SCB” i alla perioder. Skillnaden mellan ”Index enligt SCB” och Laspeyres är dock inte särskilt stor. Eftersom Paasche- och Laspeyreslänkarna i tabell (4) är ganska lika varandra verkar det som om vikterna inte skiljer sig mycket åt mellan åren. Detta förklarar även att ”Index enligt SCB” uppvisar en liknande indexserie som Laspeyres. De båda indexens avvikelse mot Fisher verkar vara systematisk då de överskattar Fisher i alla perioder.

3.3.2 Exportprisindex

För de indexberäkningar som diskuterades för PPI, genomförs här motsvarande analys för Exportprisindex.

Tabell 6: Exportprisindex, fastbasindex.

Fast	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Laspeyres	100	100,40	98,84	97,40	102,19	104,39	101,78	99,43
Laspeyres, förhållande år till år	*	1,0040	0,9845	0,9854	1,0492	1,0215	0,9750	0,9770
Harmoniskt Laspeyres	100	99,90	97,40	94,41	98,12	96,66	94,49	91,25
Harm. Lasp, förhållande år till år	*	0,9990	0,9750	0,9693	1,0393	0,9851	0,9776	0,9656
Geometriskt Laspeyres	100	100,15	98,15	96,05	100,17	101,02	98,61	95,88
Geom. Lasp. Förhållande år till år	*	1,0015	0,9801	0,9786	1,0429	1,0084	0,9762	0,9723
CES ($\sigma=0,80$)	100	100,20	98,30	96,34	100,58	101,76	99,31	96,67
CES, förhållande år till år	*	1,0020	0,9810	0,9801	1,0440	1,0118	0,9759	0,9734

Tabell 7: Exportprisindex, kedjade index.

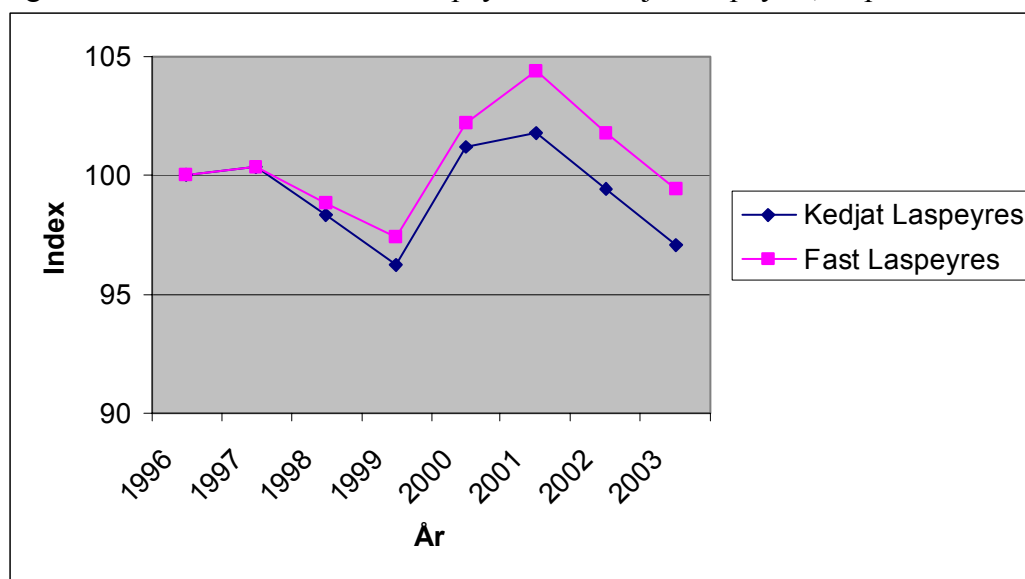
Kedjade index	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Laspeyres	100	100,40	98,31	96,27	101,21	101,83	99,42	97,05
Laspeyres år till år länkar	*	1,0040	0,9792	0,9793	1,0513	1,0061	0,9763	0,9762
Paasche	100	99,88	97,49	94,69	98,58	99,26	96,80	94,16
Paasche år till år länkar	*	0,9988	0,9761	0,9713	1,0411	1,0069	0,9752	0,9727
Palgrave	100	100,40	98,71	96,74	102,80	105,01	102,87	100,38
Palgrave år till år länkar	*	1,0040	0,9831	0,9801	1,0626	1,0215	0,9796	0,9758
Harmoniskt Laspeyres	100	99,90	97,08	94,30	97,52	96,46	93,75	91,21
Harmoniskt Lasp. år till år länkar	*	0,9990	0,9717	0,9714	1,0341	0,9892	0,9719	0,9729
Geometriskt Laspeyres	100	100,15	97,70	95,31	99,30	99,12	96,56	94,10
Geometriskt Lasp. år till år länkar	*	1,0015	0,9756	0,9754	1,0419	0,9982	0,9741	0,9745
Geometriskt Paasche	100	100,14	98,11	95,73	100,60	102,06	99,76	97,19
Geometriskt Pa. år till år länkar	*	1,0014	0,9797	0,9758	1,0508	1,0146	0,9774	0,9743
Fisher	100	100,14	97,90	95,48	99,89	100,54	98,10	95,60
Fisher år till år länkar	*	1,0014	0,9776	0,9753	1,0462	1,0065	0,9758	0,9745
Walsh	100	100,16	97,84	95,44	99,86	100,49	98,06	95,55
Walsh år till år länkar	*	1,0016	0,9769	0,9755	1,0462	1,0063	0,9758	0,9744
Törnqvist	100	100,15	97,91	95,52	99,95	100,58	98,15	95,63
Törnqvist år till år länkar	*	1,0015	0,9776	0,9756	1,0463	1,0064	0,9758	0,9744
CES ($\sigma=0,5$)	100	100,27	98,01	95,79	100,23	100,47	97,98	95,56
CES år till år länkar	*	1,0027	0,9774	0,9774	1,0464	1,0023	0,9752	0,9754
Index enligt SCB	*	100	98,45	96,47	101,04	101,31	98,63	96,24
Index enligt SCB år till år länkar	*	*	0,9845	0,9799	1,0474	1,0027	0,9735	0,9757

Liksom för PPI erhålls resultatet att avstånden mellan de olika indexen minskar vid kedjning. Den största skillnaden vid fastbasindexen finns mellan Laspeyres och harmoniskt Laspeyres och är 8,18 procentenheter. Motsvarande skillnad för de kedjade indexen är 5,84 procentenheter.

Även för exportmarknaden får vi det oväntade resultatet att kedjade Paasche är lägre än kedjade Laspeyres, vilket strider mot ekonomisk teori. Vidare framkommer att de superlativa indexen approximerar varandra väldigt väl och vi kan även konstatera att de superlativa indexen klarar axiom (14) ”Paasche och Laspeyres gränstest”. Förhållandena mellan de olika Laspeyres- och Paascheindexen i ekvation (9) och (10) gäller även exportmarknaden.

Följande graf visar skillnaden mellan fasta Laspeyres och kedjade Laspeyres.

Figur 5: Jämförelse mellan fast Laspeyres och kedjat Laspeyres, Export



Figur (5) visar att fasta Laspeyres är större än kedjade i varje period. Detta beror, precis som vid Producentprisindex, på att det finns en trend i relativprisförändringarna. Den största skillnaden återfinns år 2001 och uppmäter 2,56 procentenheter.

Precis som för PPI undersöker vi här hur bra de olika indexen kan approximera Fisher. Palgrave och Harmoniskt Laspeyres är de index som sämst kan approximera Fisher. Laspeyres och Geometriskt Paasche visar liknande indexserier och överskattar Fisher i alla perioder. Paasche och Geometriskt Laspeyres visar också liknande indexserier, men de underskattar Fisher i alla perioder. De superlativa indexen och CES-indexet kan approximera Fisher mycket bra. (Se appendix 6 för en grafisk presentation av tabell 7.)

Vi undersöker även hur bra indexens länkar kan approximera Fishers för att se hur förhållandet mellan indexen är från år till år. Förhållandet är uträknat enligt beräkningarna för PPI. Ett tal större än ett betyder att indexet är större än Fisher. Resultatet presenteras i tabell (8).

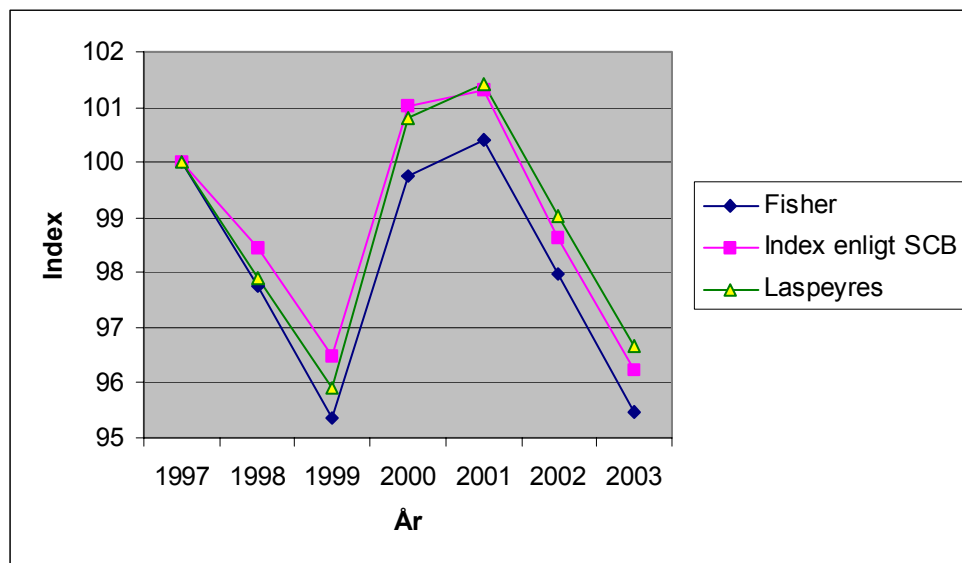
Tabell 8: Förhållande mellan Fisher och övriga indexlänkar (Export)

	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Laspeyres	1,0026	1,0016	1,0041	1,0049	0,9996	1,0006	1,0018
Paasche	0,9974	0,9984	0,9959	0,9952	1,0004	0,9994	0,9982
Palgrave	1,0027	1,0056	1,0049	1,0157	1,0150	1,0039	1,0014
Harmoniskt Laspeyres	0,9977	0,9940	0,9960	0,9885	0,9828	0,9960	0,9984
Geometriskt Laspeyres	1,0001	0,9979	1,0002	0,9959	0,9918	0,9983	1,0001
Geometriskt Paasche	1,0000	1,0021	1,0005	1,0044	1,0080	1,0017	0,9998
Fisher	1	1	1	1	1	1	1
Walsh	1,0002	0,9992	1,0002	1,0001	0,9998	1,0000	0,9999
Törnqvist	1,0001	1,0000	1,0003	1,0002	0,9999	1,0000	0,9999
CES ($\sigma=0,45$)	1,0014	0,9998	1,0022	1,0002	0,9958	0,9994	1,0009
Index enligt SCB	*	1,0070	1,0047	1,0011	0,9962	0,9977	1,0013

Som kan utläsas ur tabell (8) ligger länkarna för Walsh och Törnqvist närmast Fisher vilket innebär att dessa är mest lämpliga att approximera Fisher. Harmoniskt Laspeyres och Palgrave, följt av Geometriskt Laspeyres och Geometriskt Paasche, uppvisar de från Fishers mest skilda år-till-år-länkarna, vilket är samma resultat som för PPI beräkningarna. Förutom CES verkar Laspeyres' och Paasches länkar bäst kunna approximera Fishers länkar. Vidare framkommer att länkarna för Laspeyres och Paasche håller nästan identiskt avstånd till Fisher över alla perioder. Skillnaden är att Laspeyres länkar överskattar de "sanna" år-till-år-förändringarna, medan det omvända gäller för Paasche. Att CES-länkarna ligger nära Fishers var att vänta då vi valt substitutionselasticitet för att få ett så starkt samband som möjligt.

För att göra en jämförelse av kedjade Laspeyres och "Index enligt SCB" räknar vi, på samma sätt som för PPI, om indexen så att det gemensamma basåret är 1997. Grafen nedan illustrerar indexens utveckling i förhållande till Fisher. Observera att länkarna är de samma oavsett basår varför dessa kan jämföras direkt ur tabell (7).

Figur 6: Jämförelse av Laspeyres, Fisher och ”Index enligt SCB” (kedjade), Export



Vid jämförelse av åren 1997 fram till 2001 ligger prisutvecklingen enligt kedjade Laspeyres närmare Fishers än vad ”Index enligt SCB” gör. För 2002 och 2003 gäller det omvända att ”Index enligt SCB” ger en bättre approximation. Sammantaget verkar dock kedjade Laspeyres vara ett bättre index mätt på vårt dataset. Avvikelsen för kedjade Laspeyres och ”Index enligt SCB” är systematisk eftersom det överskattar Fisher i alla perioder.

3.3.3 Importprisindex

För Importprisindex presenterar vi i tabell (9) och (10) samma index som för PPI och Exportprisindex.

Tabell 9: Importprisindex, fastbasindex

Fast	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Laspeyres	100	100,46	99,18	101,29	107,78	111,74	112,46	110,18
Laspeyres, förhållande år till år	*	1,0046	0,9873	1,0213	1,0640	1,0368	1,0064	0,9798
Harmoniskt Laspeyres	100	99,69	97,33	99,48	102,03	105,18	103,88	99,74
Harm. Lasp., förhållande år till år	*	0,9969	0,9763	1,0221	1,0256	1,0309	0,9877	0,9602
Geometriskt Laspeyres	100	100,06	98,26	100,40	104,79	108,44	108,39	105,41
Geom. Lasp., förhållande år till år	*	1,0006	0,9820	1,0218	1,0438	1,0348	0,9995	0,9725
CES ($\sigma=0,95$)	100	100,08	98,31	100,45	104,94	108,61	108,60	105,67
CES, förhållande år till år	*	1,0008	0,9823	1,0218	1,0447	1,0350	0,9999	0,9730

Tabell 10: Importprisindex, kedjade index

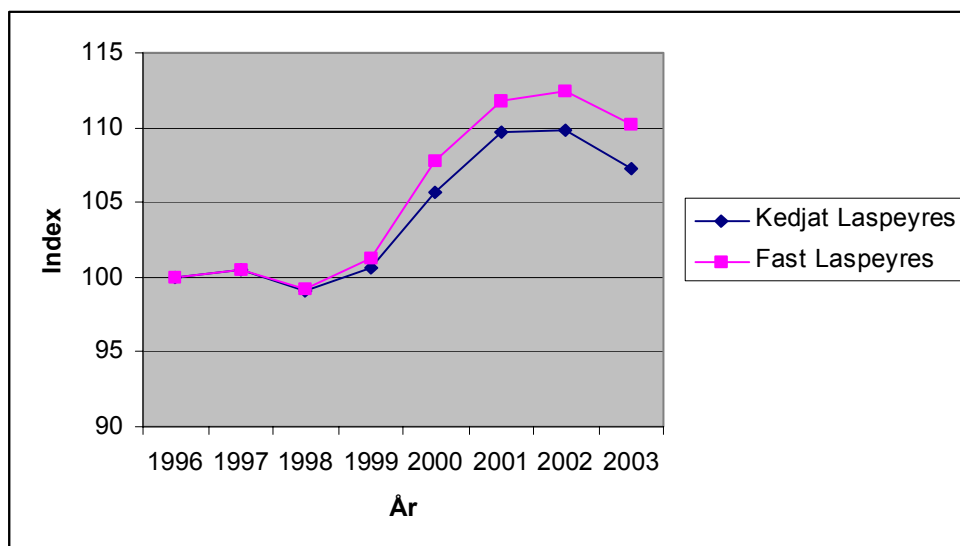
Kedjade index	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Laspeyres	100	100,46	99,12	100,67	105,72	109,67	109,87	107,19
Laspeyres år till år länkar	*	1,0046	0,9867	1,0156	1,0501	1,0374	1,0018	0,9757
Paasche	100	99,80	98,24	99,27	103,12	106,34	106,05	102,89
Paasche år till år länkar	*	0,9980	0,9843	1,0105	1,0388	1,0312	0,9973	0,9702
Palgrave	100	100,65	100,09	102,30	110,01	114,40	114,97	112,21
Palgrave år till år länkar	*	1,0065	0,9945	1,0221	1,0753	1,0399	1,0050	0,9760
Harmoniskt Laspeyres	100	99,69	97,09	97,62	99,83	102,75	102,09	99,04
Harmoniskt Lasp. år till år länkar	*	0,9969	0,9739	1,0055	1,0227	1,0292	0,9936	0,9701
Geometriskt Laspeyres	100	100,06	98,11	99,13	102,59	106,02	105,78	102,92
Geometriskt Lasp. år till år länkar	*	1,0006	0,9806	1,0103	1,0349	1,0334	0,9978	0,9729
Geometriskt Paasche	100	100,20	99,16	100,75	106,29	110,08	110,20	107,24
Geometriskt Pa. År till år länkar	*	1,0020	0,9896	1,0160	1,0550	1,0356	1,0011	0,9731
Fisher	100	100,13	98,68	99,97	104,41	107,99	107,94	105,02
Fisher år till år länkar	*	1,0013	0,9855	1,0131	1,0444	1,0343	0,9995	0,9729
Walsh	100	100,13	98,68	99,99	104,44	108,02	107,98	105,06
Walsh år till år länkar	*	1,0013	0,9855	1,0133	1,0445	1,0343	0,9996	0,9730
Törnqvist	100	100,13	98,63	99,93	104,42	108,03	107,97	105,06
Törnqvist år till år länkar	*	1,0013	0,9851	1,0132	1,0449	1,0345	0,9994	0,9730
CES ($\sigma=0,5$)	100	100,25	98,62	99,89	104,10	107,79	107,76	104,99
CES år till år länkar	*	1,0025	0,9837	1,0129	1,0421	1,0354	0,9998	0,9743
Index enligt SCB	*	100	98,73	100,66	106,06	109,81	109,58	106,94
Index enligt SCB år till år länkar	*	*	0,9873	1,0195	1,0537	1,0353	0,9979	0,9760

Om vi jämför Laspeyres, Geometriskt och Harmoniskt Laspeyres samt CES för fastbasindex respektive kedjade index ser vi att de kedjade indexen uppvisar en lägre spridning än fastbasindexen. Avståndet mellan det största och det lägsta fasta indexet är 10,44 procentenheter för 2003 medan det för motsvarande kedjade index endast är 8,15 procentenheter. Observera att spridningen på Importprisindex dock minskar mindre än vad den gör för både PPI och Exportprisindex när indexen kedjas.

Kedjade Laspeyres är större än kedjade Paasche i alla perioder. Detta stämmer med den ekonomiska teorin om inputprisindex.

Figur (7) visar hur kedjade Laspeyres förhåller sig till fasta Laspeyres.

Figur 7: Jämförelse mellan fast Laspeyres och kedjat Laspeyres, Import



Det fasta Laspeyres är väldigt likt det kedjade fram till 1999, därefter blir skillnaden större för varje år. Detta beror, precis som vid Producent- och Exportprisindex, på att det finns en trend i relativprisförändringarna. Mellan 1999 och 2000 ökar skillnaden mellan de båda indexen som mest.

Precis som för PPI och Exportprisindex undersöker vi hur bra de olika indexserierna kan approximera Fisher. Palgrave och Harmoniskt Laspeyres kan sämst approximera Fisher. Vi finner även att Laspeyres och Geometriskt Paasche uppvisar mycket lika indexserier. Båda indexen är större än Fisher i alla perioder. Ett liknande samband finns mellan Geometriskt Laspeyres och Paasche, men de är båda mindre än Fisher i alla perioder. De superlativa indexen och CES-indexet kan approximera Fisher mycket bra. (Se appendix 7 för en grafisk presentation av tabell 10.)

I tabell (11) jämförs även de olika länkarna med Fisher. Ett värde större än ett betyder att länken är större än Fishers länk.

Tabell 11: Förhållande mellan Fisher och övriga indexlänkar (Import)

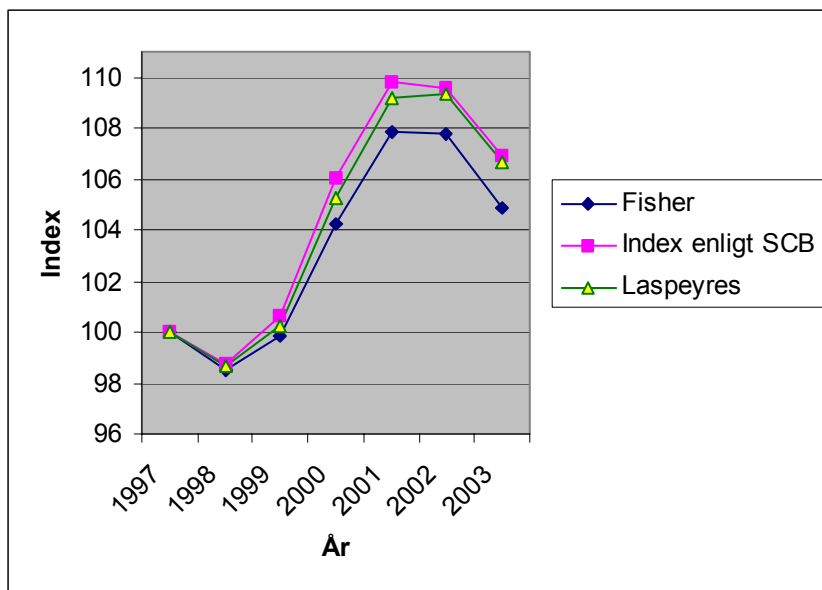
	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Laspeyres	1,0033	1,0012	1,0025	1,0054	1,0030	1,0022	1,0028
Paasche	0,9967	0,9988	0,9975	0,9946	0,9970	0,9978	0,9972
Palgrave	1,0052	1,0091	1,0089	1,0296	1,0054	1,0054	1,0031
Harmoniskt Laspeyres	0,9956	0,9882	0,9925	0,9792	0,9951	0,9941	0,9971
Geometriskt Laspeyres	0,9993	0,9950	0,9973	0,9909	0,9991	0,9982	1,0000
Geometriskt Paasche	1,0007	1,0042	1,0029	1,0102	1,0013	1,0016	1,0002
Fisher	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
Walsh	1,0000	1,0000	1,0002	1,0001	1,0000	1,0000	1,0000
Törnqvist	1,0000	0,9996	1,0001	1,0005	1,0002	0,9999	1,0001
CES ($\sigma=0,5$)	1,0012	0,9982	0,9999	0,9978	1,0011	1,0002	1,0014
Index enligt SCB	*	1,0018	1,0064	1,0088	1,0010	0,9984	1,0031

Ur tabell (11) kan ses att de tre superlativa indexens länkar kan approximera varandra väldigt bra. CES är framtaget så att det ska kunna approximera Fisher, varför det inte är förvånande att länkarna antar värden nära Fisher i de flesta perioder. De länkar som sämst kan approximera Fisher är Harmoniskt Laspeyres och Palgrave. Palgraves länkar är större än Fishers och Harmoniskt Laspeyres' länkar är mindre än Fishers i alla perioder. Förutom CES verkar Paasches och Laspeyres' länkar vara de assymmetriska indexlänkar som bäst kan approximera Fishers. Skillnaden mellan dem är att Laspeyres överskattar Fisher i alla länkar medan Paasche underskattar Fishers länkar.

Även för importmarknaden antar Walsh och Törnqvist värden mellan Laspeyres och Paasche i alla perioder. Detta betyder att dessa båda superlativa index uppfyller axiomat "Paasche och Laspeyres gränstest".

För att kunna jämföra "Index enligt SCB" med kedjade Laspeyres och Fisher ändrar vi basåret till 1997 för dessa index. Jämförelsen presenteras i Figur (8). Observera att länkarna är de samma, oavsett basår, varför dessa kan jämföras direkt ur tabell (10).

Figur 8: Jämförelse av Laspeyres, Fisher och "Index enligt SCB" (kedjade), Import



Laspeyres verkar bättre kunna approximera Fisher än "Index enligt SCB". Eftersom Paasches och Laspeyres' länkar är ganska lika verkar vikterna inte ha förändrats mycket mellan åren. Detta förklarar varför "Index enligt SCB" är mycket likt Laspeyres även om de använder olika års vikter. De båda indexens avvikelse verkar vara systematisk då de överskattar Fisher i alla perioder.

4. Diskussion

Fishers index är ensamt om att uppfylla samtliga 16 axiomer i den axiomatiska ansatsen. Indexet ligger mellan Paasche och Laspeyres, vilket det teoretiskt ideala indexet gör enligt den ekonomiska ansatsen. Därför definierar vi ett bra index efter hur väl det kan approximera det ideala indexet Fisher.

Kedjade Laspeyres är större än kedjade Paasche vid Producentprisindex och Exportprisindex i alla perioder. Detta går emot den ekonomiska teorin om outputprisindex. Förmodligen kan den statistiska ekonomiska teorin inte riktigt förklara prisbildningen i en föränderlig värld. Observera att teorin om inputprisindex stämmer överens med resultatet för Importprisindex.

Våra resultat visar att förhållandena mellan indexen är de samma för de tre marknaderna. Törnqvist och Walsh, d.v.s. övriga superlativa index, kan bäst

approximera Fisher. De kedjade index som sämst approximerar Fisher är Palgrave och Harmoniskt Laspeyres. Palgrave överskattar kraftigt Fisher och Harmoniskt Laspeyres underskattar kraftigt Fisher, varför dessa index inte är att rekommendera. Laspeyres och Geometriskt Paasche uppvisar liknande indexserier och överskattar Fisher i alla perioder, men inte lika kraftigt som Palgrave. Paasches och Geometriskt Laspeyres' indexserier följer varandra och underskattar Fisher i alla perioder, dock inte lika kraftigt som Harmoniskt Laspeyres. De index som kan approximera Fisher till en hög grad i alla perioder är Walsh, Törnqvist och CES-indexen med respektive substitutionselasticitet.

Problemet med CES-indexen är att bestämma en substitutionselasticitet, som ger ett index som bäst approximerar Fisher, i förväg, d.v.s. innan Fisher-indexet är beräknat. Denna substitutionselasticitet kan dessutom vara olika i olika perioder. Ett alternativ vore att skatta den faktiska substitutionselasticiteten och inte den som ger ett index som approximerar Fisher bäst. Detta ligger dock utanför den här uppsatsens ram.

Eftersom de olika typerna av Paasche-indexen använder sig av jämförelseperiodens vikter är dessa svåra att använda för statistikproducenter. Harmoniskt Laspeyres är inget alternativ eftersom det för alla tre marknader underskattar Fisher kraftigt. De återstående asymmetriska indexen, Laspeyres och Geometriskt Laspeyres, kan approximera de superlativa indexen ganska bra. Laspeyres ger en något bättre approximation eftersom dess länkar är närmare Fisher än Geometriskt Laspeyres. *Slutsatsen är därför att Laspeyres är det asymmetriska index som bäst approximerar Fisher.*

Resultatet för de tre marknaderna visar att fasta Laspeyres är större än kedjade Laspeyres. Detta beror på att det finns en trend i relativprisförändringarna. Då Laspeyres' fastbasindex varukorg blir föråldrad mäter det prisutvecklingen för en produktkorg som kanske inte längre handlas. Kedjade Laspeyres förnyar produktkorgen varför kedjade index betraktas som bättre än fasta index. Dessutom är det kedjade Laspeyres närmare både fasta och kedjade Fisher än

vad fasta Laspeyres är, vilket också tyder på att kedjade index är att föredra. Trots det använder sig de flesta statistikproducenter av fastbasindex.

De superlativa indexen Walsh och Törnqvist uppfyller inte "Paasche och Laspeyres gränstest" i teorin. Vårt resultat visar att de uppfyller axiomet i alla perioder för alla marknader. Detta tyder på att indexen klarar testet i praktiken.

Paasche, Laspeyres och "Index enligt SCB" uppvisar liknande länkar för varje år. Detta tyder på att vikterna inte förändras mycket mellan åren. Därför kan "Index enligt SCB" approximera Fisher nästan lika bra som Laspeyres trots att det använder två år gamla vikter. Observera att "Index enligt SCB" inte är exakt samma index som SCB beräknar.

De erhållna resultaten är beroende av vilken KN-nivå som används, d.v.s. hur många grupper produkterna delas in i. Mer detaljerade KN-nivåer, har mer rättvisande priskvoter för den specifika varan. Om vi skulle ha använt en mer detaljerad KN-nivå skulle våra resultat ha blivit mer rättvisande.

En annan källa till osäkerhet i våra beräkningar är bortfallet av priskvoter. Eftersom vårt urval av priskvoter endast motsvarar 85 % av vikterna i industri- respektive utrikeshandelsstatistiken är våra index inte beräknade för samtliga transaktioner på de olika marknaderna. Dessutom fanns inte samtliga priskvoter för alla år, vilket orsakade ytterligare bortfall.

Referenslista

*Berglund, Lars, *PPI visar fel! –Replik till Jonas Ljungberg*, Ekonomisk Debatt, (1999), årg. 27, nr 8.

*Dridi, Jemma & Zieschang, Kimberly, *Export and Import Price Indices*, (2004), IMF Staff Papers, vol. 51, nr. 1.

*Jacobsen, Jörgen, *Ekonomisk statistik Indexteori-Tidsserier*, (1967), Studentlitteratur, Lund.

* Ribe, Martin, *Förbättrad KPI-konstruktion från januari 2005: Teknisk beskrivning*, (2004), Statistiska Centralbyrån (<http://www.scb.se/statistik/PR/PR0101/2004M03/Pm11307.pdf>).

*Råde, Lennart & Westergren, Bertil, (1995), *Mathematics handbook for Science and Engineering*, Studentlitteratur, Lund.

*http://www.scb.se/statistik/PR/PR0101/PR0101_BS_2005.doc (2005-04-20).

*http://www.scb.se/statistik/PR/PR0301/_dokument/PR0301%20BS%202004v2.doc (2005-04-20).

*SOU (Statens offentliga utredningar) 1999:124, (1999), *Konsumentprisindex*, Betänkande av Utredningen om översyn av konsumentprisindex, Stockholm.

*Statistics department IMF, (2004), *Producer Price Index Manual: Theory and Practice* (<http://www.imf.org/external/np/sta/tegppi/con0.pdf>).

Appendix

1. Medelvärden²⁸

Aritmetiskt medelvärde (A):

$$A = \frac{x_1 + \dots + x_n}{n}$$

Geometriskt medelvärde (G):

$$G = \sqrt[n]{x_1 * \dots * x_n} \quad x_i > 0$$

Harmoniskt medelvärde (H):

$$\frac{1}{H} = \frac{1}{n} \left(\frac{1}{x_1} + \dots + \frac{1}{x_n} \right) \quad x_i > 0$$

2. Fasta index PPI (bortrensade)

	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Paasche	100	99,73	97,51	94,03	98,37	96,63	97,09	98,62
Palgrave	100	100,26	99,02	97,79	103,62	105,99	105,29	105,97
Geometriskt Paasche	100	100,00	98,31	96,15	101,12	102,18	101,98	102,99
Fisher	100	99,99	97,90	95,68	100,38	100,30	100,27	100,70
Walsh	100	100,01	97,88	95,84	100,59	100,62	100,45	100,63
Törnqvist	100	99,99	97,91	95,92	100,66	101,04	100,71	100,54

3. Fasta index Exportprisindex (bortrensade)

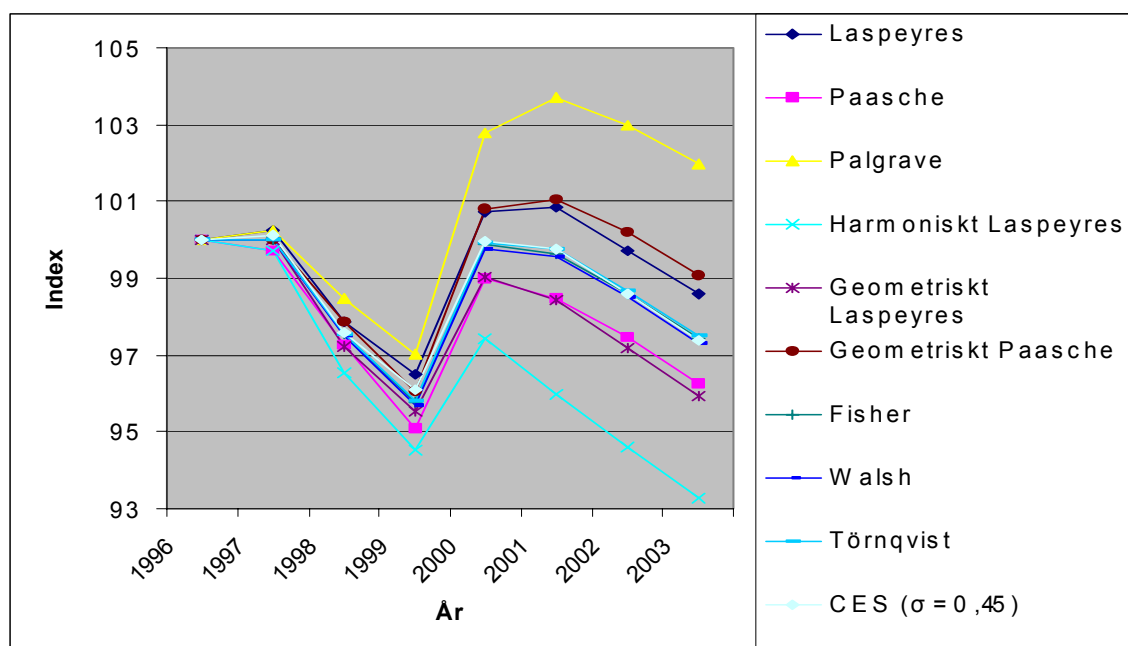
	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Paasche	100	99,88	96,82	92,91	98,30	98,94	97,58	95,53
Palgrave	100	100,40	98,67	96,85	102,94	106,37	104,15	102,35
Geometriskt Paasche	100	100,14	97,81	95,09	100,64	103,14	101,32	99,43
Fisher	100	100,14	97,83	95,13	100,23	101,63	99,66	97,46
Walsh	100	100,16	97,97	95,29	100,20	101,45	99,19	96,85
Törnqvist	100	100,15	97,98	95,57	100,40	102,07	99,95	97,64

²⁸ Råde & Westergren, (1995), s.46

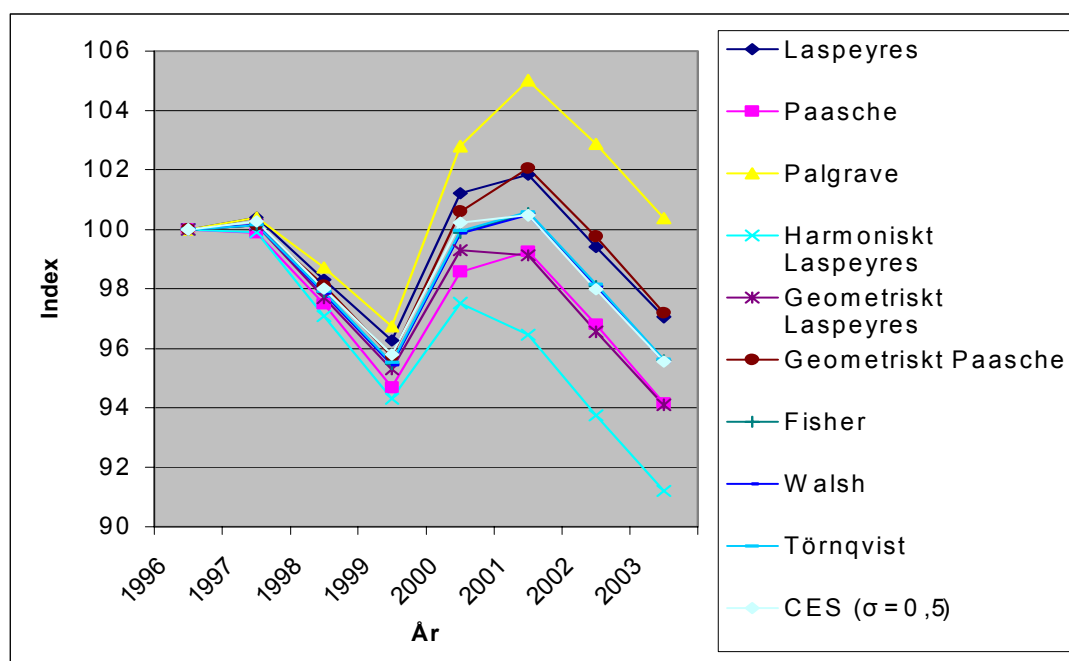
4. Fasta index Importprisindex (bortrensade)

	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Paasche	100	99,80	98,01	99,43	102,22	105,93	104,71	100,58
Palgrave	100	100,65	99,72	101,25	108,58	112,77	113,32	111,57
Geometriskt Paasche	100	100,20	98,86	100,35	105,24	109,32	109,22	106,58
Fisher	100	100,13	98,60	100,36	104,96	108,79	108,52	105,27
Walsh	100	100,13	98,60	100,37	105,09	108,90	108,81	106,03
Törnqvist	100	100,13	98,56	100,38	105,02	108,88	108,80	105,99

5. Grafisk presentation av tabell 4 (PPI)



6. Grafisk presentation av tabell 7 (Exportprisindex)



7. Grafisk presentation av tabell 10 (Importprisindex)

