

Varför är de svenska priserna så höga?

Konkurrensverkets rapportserie 2000:2

Konkurrensverket oktober 2000
Utredare: Karl Lundvall
ISSN 1401-8438
AWJ Kunskapsföretaget AB, Nyköping 2000

Innehållsförteckning

	Sammanfattning	4
1	Inledning	6
2	Varför har länder olika prisnivåer?	8
2.1	Köpkraftspariteter - ett mått på relativa priser mellan länder	8
2.2	Faktorer som kan ligga bakom prisskillnader	11
2.3	Tidigare studier	14
3	En förklaringsmodell för prisskillnader	15
3.1	Strukturella förklaringar till prisskillnaderna	17
3.2	Oförklarade prisnivåskillnader	18
4	Sambandet mellan pris och konkurrens	20
4.1	Att mäta konkurrensen	20
4.2	Pris och koncentration i Sverige och EU	22
4.3	Sambandet mellan pris och koncentration	23
5	Slutsatser	27
	Litteraturförteckning	28
	Metodbilaga	30

Sammanfattning

Den svenska prisnivån ligger ca 20 procent över genomsnittet för EU och hela 30 procent över genomsnittet för OECD-länderna. Visserligen har de svenska priserna under senare år närmat sig de europeiska men fortfarande betalar svenska konsumenter mer för sin konsumtion än vad man gör i flera andra länder. Som exempel kan nämnas Tyskland, Belgien och Italien. Syftet med denna studie är att försöka belysa orsakerna till detta och undersöka vilken betydelse bristande konkurrens i Sverige kan ha.

Det finns en rad faktorer som inte direkt är relaterade till konkurrenssituationen och som traditionellt anses kunna förklara skillnader i nationella prisnivåer. En viktig sådan faktor är landets inkomstnivå – rikare länder har i allmänhet en högre prisnivå. Också skatter, kostnader för arbetskraften, konsumtionsutveckling och låg befolkningstäthet kan leda till högre priser. Förändringar i växelkursen spelar också in på prisbildningen, vilket i sin tur avspeglar en rad olika faktorer, såsom förväntningar om framtida inflation, dvs. framtida priser, tillväxt, budgetunderskott, handelsbalans, etc.

För att undersöka hur stor del av prisskillnaden mellan Sverige och omvärlden som dessa variabler kan förklara används ett datamaterial från OECD:s officiella statistik. Materialet omfattar priser och makroekonomiska förklaringsfaktorer för perioden 1990-1999. Resultaten som baseras på regressionsanalys visar att de uppräknade faktorerna bara kan förklara ungefär hälften av prisskillnaden. Störst prisdrivande effekt har de högre kostnaderna för arbetskraft i Sverige, följt av förändringarna i växelkursen och den privata konsumtionen. Nationalinkomsten har ingen påvisbar effekt, men detta beror sannolikt på att den inte kan separeras från effekten av en hög arbetskraftskostnad. Skatterna samt befolkningstätheten har ingen statistiskt påvisbar effekt enligt denna analys.

Sammantaget innebär detta att ungefär hälften av prisskillnaden (10-16 procentenheter) mellan Sverige och OECD inte kan förklaras med de testade variablerna utan måste bero på något annat. Enligt verkets bedömning är den viktigaste förklaringsfaktorn bristande konkurrens.

Vidare analyseras med hjälp av ett mer begränsat datamaterial över EU (1996-98) sambandet mellan konkurrenstryck och prisnivå. Materialet visar att företagskoncentrationen, som utgör ett mått på bristande konkurrens, är högre i Sverige än i EU på aggregerad nivå i parti- och detaljhandelsledet. På branschnivå i producentledet påvisas ett liknande samband - koncentrationen är i tio fall av tolv högre i Sverige än i EU, även om skillnaderna svänger kraftigt mellan olika branscher. Resultaten från en serie regressionsmodeller visar att det föreligger ett klart samband mellan pris och koncentration, även när de övriga förklarande variablerna tas med i analysen.

I kvantitativa termer kan de skillnader i koncentration som vårt mått fångar förklara 2-4 procentenheter av prisskillnaden mellan Sverige och EU i detaljhandelsledet och 2-3 procentenheter i partihandelsledet. Eftersom måttet på koncentration som använts är trubbigt så finns det anledning att förmoda att dessa effekter är ännu högre och utgör större delen av den oförklarade prisskillnaden mellan Sverige och OECD. I producentledet konstaterades emellertid inget statistiskt säkerställt samband mellan prisnivå och koncentration.

Denna rapport tar sig an problemställningar som inte i någon nämnvärd omfattning behandlats i den internationella litteraturen, nämligen att söka förklara internationella prisnivåskillnader med olika mått på konkurrens vid sidan av de traditionella förklaringsfaktorena.

Även om denna studie är behäftad med vissa felkällor, främst eftersom datamaterialet varit tämligen begränsat, så pekar ändå resultaten sammantaget på att betydande välfärdsvinster kan realiseras om konkurrensen stärks och prisnivån därigenom pressas ner. Fördjupade studier av dessa samband är därför av stor vikt för inriktningen av den ekonomiska politiken samt för de myndigheter som arbetar med att stärka konkurrensen och värna om konsumentintresset.

1 Inledning

Den svenska prisnivån ligger ca 20 procent över genomsnittet för EU. Vad kan det bero på? Denna fråga har ställts allt oftare under senare tid och är av speciellt intresse för de svenska konsumenterna. Visserligen har de svenska priserna på senare tid närmat sig de europeiska, men fortfarande betalar svenska konsumenter mycket mer för vissa produkter än konsumenter i t.ex. Tyskland, Belgien och Spanien. Vad som speciellt tagits upp i debatten är i vilken utsträckning den bristande konkurrensen på en rad marknader i Sverige har lett till dessa skillnader. Regeringen beslutade den 2 mars 2000 mot denna bakgrund att ge Konkurrensverket i uppdrag att analysera pris- och konkurrensförhållanden på områden som är centrala för de svenska hushållen.

Det finns en rad olika faktorer som inte direkt är relaterade till konkurrensen som traditionellt anses kunna förklara skillnader i nationella prisnivåer. En viktig faktor är landets inkomstnivå – rikare länder har generellt sett en högre prisnivå. Men också skatter, löner, konsumtionsutveckling och befolkningstäthet kan leda till högre priser. Förändringar i växelkursen har också betydelse för prisnivån, vilket i sin tur avspeglar en rad olika faktorer, såsom förväntningar om framtida inflation, dvs. framtida priser, tillväxt, budgetunderskott, handelsbalans, etc.

Givet dessa förklaringsfaktorer kan man alltså förvänta sig att olika länder har olika prisnivåer. Eftersom Sverige har en relativt hög arbetskraftskostnad, höga skatter och hög nationalinkomst kan man också förvänta sig att prisnivån skulle vara högre än OECD-genomsnittet. Men kan hela skillnaden förklaras med dessa variabler? Och, när dessa variabler tas i beaktande, kvarstår någon prishöjande effekt till följd av bristande konkurrens i Sverige?

Syftet med denna studie är att försöka besvara dessa två frågor. Analysen bygger på statistik från OECD samt EU:s statistikbyrå EUROSTAT rörande köpkraftspariteter och andra makroekonomiska bakgrundsvariabler. Tyvärr är tillgången på data avseende koncentrationen i olika branscher och länder bristfällig, varför analysen är uppdelad i två delar.

I den första delen används regressionsanalys där prisnivån analyseras med de förklarande variablerna som nämnts ovan, utan hänsyn till skillnader i konkurrensen mellan länder. Analysen baseras

på data från OECD:s 29 medlemsländer under åren 1990-1999 och kvantifierar de prisskillnader som kvarstår sedan effekterna från olika inkomster, löner, skatter, konsumtionsutveckling, växelkursförändringar samt befolkningstäthet rensats bort.

I den andra delen används samma metod på ett betydligt mindre datamaterial, som täcker in EU-länderna under perioden 1996-1998, där även ett konkurrensmått har tillförts de övriga förklarande variablerna. Konkurrensmålet är definierat som företagskoncentrationen i en bransch, eller grupp av branscher, i både detalj-, och partihandelsledet samt i producentledet.

Konkurrensen är en faktor som kan påverkas och om vi genom att stärka konkurrensen kan bidra till lägre priser på den svenska marknaden uppstår positiva välfärdseffekter för konsumenterna. Men effekter av bristande konkurrens i form av ökade priser och sämre service är ofta svåra att kvantifiera. Denna studie är dock ett försök att med ekonometriska metoder separera och mäta sådana effekter.

Studien är disponerad enligt följande. I kapitel 2 presenteras faktiska prisnivåskillnader mellan länder och hur dessa differenser har förklarats i litteraturen. Ett kort avsnitt beskriver också resultaten av tidigare studier av dessa samband. Kapitel tre redogör för analysens första del och presenterar resultaten av en regressionsmodell applicerad på det större datamaterialet utan hänsyn till konkurrensen. Det kan här visas att en betydande del av prisskillnaden består även efter det att effekterna av de förklarande variablerna har tagits i beaktande. I det fjärde kapitlet redogörs för analysens andra del av det mindre datamaterialet, där hänsyn har tagits till konkurrensen. Även om precisionen i skattningarna minskar och en del parametrar blir instabila p.g.a. det låga antalet observationer, så tyder resultaten på att bristande konkurrens i Sverige har en prishöjande effekt. Kapitel fem summerar studien och vissa slutsatser dras. En detaljerad metodbilaga med modellspecifikationer samt fullständiga resultat avslutar rapporten.

2 Varför har länder olika prisnivåer?

Det har länge varit känt att den nationella prisnivån skiljer sig mellan länder. Detta motsäger den i ekonomisk teori väl förankrade tesen att med fri handel så skall priserna i alla länder konvergera, det vill säga att ett kilo socker uttryckt i en gemensam valuta skall kosta lika mycket i Madrid som i Stockholm.

2.1 Köpkraftspariteter - ett mått på relativa priser mellan länder

För att undersöka priskonvergensen har en metod utvecklats för att mäta konsumenternas köpkraft i olika länder. OECD har varit ledande i detta arbete som har tagit fart under senare delen av 1990-talet. Det har också utvecklats ett ingående samarbete med EUROSTAT, EU:s statistikmyndighet som har ansvaret för mätningarna i EU-länderna. Detta prismått kallas *Purchasing Power Parities* (PPP), eller köpkraftspariteter, och är ett mått på de ”verkliga” växelkurserna. PPP-måttet definierar vad det faktiskt kostar att leva i ett visst land jämfört med ett annat. För att mäta PPP har en korg med olika varor och tjänster satts samman. Korgens pris beräknas sedan för varje land som ingår i studien. Detta mått anger därför vilken inkomst i lokal valuta som krävs i respektive land för att kunna köpa samma korg av varor och tjänster.¹

Ett lättamt exempel är det av *The Economist* lanserade PPP där ”korgen” består av en *Big Mac* hamburgare.² Det som *The Economist* gör är att ta de lokala priserna för en *Big Mac* hamburgare och med hjälp av växelkurserna räkna om dessa till dollar.

Låt oss med hjälp av värdena i tabell 2.1 nedan beräkna PPP för en *Big Mac* i Sverige och USA. Jämför då de 24 kronor som det kostar att köpa en *Big Mac* i Sverige med de 2,51 dollar som det kostar att köpa den i USA. Vi får då $24/2,51=9,56$. Detta är PPP mellan Sverige och USA. För att sedan se vilket land som är det dyrare av de två att leva i, dvs. vilken prisnivå som är den högre, så divideras PPP med den nominella växelkursen: $9,56/8,84=1,08$.

¹ Informationen om PPP finns på OECD:s hemsida, <http://www.oecd.org/std/ppp/pps.htm>.

² *The Economist*, 29 April, 2000.

Slutsatsen blir att Sverige är 8% dyrare än USA att leva i. Vanligen normeras prisnivån till 100 (procentenheter) för det land som utgör grunden för jämförelsen, i detta fall USA. I kolumn fem i tabellen framgår prisnivån för fem länder gentemot USA beräknad på detta vis. I jämförelser mellan länder anger man vanligen skillnaden i procentenheter, inte direkt i procent.³

Tabell 2.1 Real växelkurs med Big Mac som måttenhet

Land	1. Pris Big Mac, lokal valuta	2. Pris Big Mac, USD	3. PPP	4. Växelkurs	5. Prisnivå (3/4)
USA	2,51 dollar	2,51	1	1	100
Sverige	24,00 kronor	2,71	9,56	8,84	108
Tyskland	4,99 mark	2,37	1,99	2,11	94
Frankrike	18,50 mark	2,62	7,37	7,07	104
Sydafrika	9,00 rand	1,34	3,59	6,72	53
Israel	14,50 shekel	3,58	5,78	4,05	143

Källa: *The Economist*, 29 April 2000.

Det PPP-mått som vi använder för att beräkna prisnivån är ett resultat av ett internationellt samarbetsprojekt mellan FN, Eurostat, OECD samt de nationella statistikmyndigheterna, däribland SCB. Den varukorg som används innehåller ca 5000 varor och tjänster och har komponerats för att vara i möjligaste mån jämförbar mellan de olika länderna. Detta PPP-mått har tagits fram för OECD-länderna för åren 1990, 1993 och 1995-99 och presenteras i tabell 2.2. Eftersom inga PPP beräkningar för 1991, 1992 och 1994 har varit tillgängliga så har dessa värden interpolerats mellan de angränsande åren. I metodbilagan presenteras i tabell B2 även en alternativ prisnivå som är härledd från en annan PPP-serie från OECD som grundar sig på färre varor och tjänster men som är tillgänglig för samtliga år på 1990-talet. I allt väsentligt är dock slutsatserna i denna studie desamma oavsett vilket av dessa två mått som används.

³ Prisnivån enligt tabell 2.1 i t.ex. Israel anges därmed vara 90 procentenheter högre än i Sydafrika, istället för 170% (143/53) högre.

Tabell 2.2 Prinsnivån i OECD-länderna 1990-99, OECD=100

Land	År											
	90	91	92	93	94	95	96	97	98	99	90-99	93-99
Australien	99	99	92	84	90	88	92	95	83	84	91	88
Österrike	113	110	117	109	111	125	117	109	110	105	113	112
Belgien	108	104	109	99	102	115	108	102	104	99	105	104
Canada	103	103	97	90	83	79	79	83	79	78	87	82
Tjeckien	23	20	25	30	32	38	39	38	42	40	33	37
Danmark	139	132	137	124	125	138	131	126	128	123	130	135
Finland	153	143	127	98	106	123	116	113	115	109	120	118
Frankrike	112	108	114	106	109	119	117	112	114	108	112	112
Tyskland	119	116	123	117	118	130	122	113	114	109	118	118
Grekland	82	78	81	74	73	81	80	83	82	80	79	79
Ungern	38	38	43	43	45	44	44	45	45	44	43	44
Island	130	129	132	113	106	108	105	110	118	118	117	111
Irland	105	100	104	89	91	94	98	100	99	96	98	95
Italien	109	108	112	89	88	88	93	94	97	92	97	92
Japan	124	131	136	152	160	166	138	133	126	140	141	145
Korea	70	70	68	68	69	73	71	66	48	55	66	64
Luxemburg	109	107	113	105	109	121	117	112	115	109	112	113
Mexiko	50	52	57	62	70	43	46	55	55	60	55	56
Nederländerna	109	106	112	105	106	116	110	102	104	99	107	106
Nya Zeeland	88	84	76	75	82	89	92	95	80	78	84	84
Norge	143	134	136	116	117	133	129	128	122	123	128	124
Poland	29	36	38	38	37	43	46	50	54	49	42	45
Portugal	67	69	77	67	66	72	72	68	70	67	70	69
Spanien	99	99	103	84	82	90	89	84	86	83	90	85
Sverige	145	145	153	116	117	125	131	125	123	117	130	122
Schweiz	145	140	141	132	142	157	150	133	138	131	141	140
Turkiet	52	52	51	50	35	45	44	46	47	46	47	45
Storbritannien	98	100	101	88	90	95	91	104	110	107	98	98
USA	92	92	92	92	92	92	91	97	100	100	94	95
EU*											109	106
Icke-EU*											71	71

Kommentarer: Uppgifterna kommer från OECD och är normerade till ett vägt OECD-genomsnitt varje år. Se tabell B1 för närmare definition.

*) Dessa medelvärden är inte vägda. Med EU menas unionens nuvarande medlemsländer.

Vid alla prinsnivåjämförelser mellan länder är det viktigt vilken växelkurs som används. En idé vore att göra beräkningarna mot en långsiktig jämviktsväxelkurs. Den långsiktiga jämviktsväxelkursen har baserats på Konjunkturinstitutets (KI) bedömning där en

euro värderats till 8,50 kronor. Den kurs som används i tabell 2.2 för år 1999 av OECD är 8,82 kronor, medan kursen i början av maj år 2000 låg kring 8,15. SCB:s jämförelse baseras på kursen 8,87 kronor, vilket var genomsnittet för de tre första kvartalen 1999.

Som framgår av tabell 2.2 låg de svenska priserna avsevärt över OECD-medelvärdet i början av 1990-talet, dvs. innan Sverige övergav sin fasta växelkurs. I medeltal för perioden 1990-1999 låg den svenska prisnivån 30 procentenheter över OECD-genomsnittet. Efter kronfallet har Sverige legat på en något lägre prisnivå – för perioden 1993-1999 22 procentenheter över OECD. Gentemot EU var skillnaden mindre: 21 respektive 16 procentenheter. Dessa senare skillnader ligger dock några procentenheter under dem som SCB (1999) presenterar vilket beror på att dessa medelvärden inte är vägda samt att varukorgen skiljer sig något.

De sista åren under 1990-talet har präglats av en kraftig dollaruppgång. Det har medfört att den amerikanska relativa prisnivån har hamnat på OECD-genomsnittet efter att tidigare ha legat 7-8 procentenheter under denna. Det har också medfört att de flesta europeiska länder, inklusive Sverige, fått en kraftig sänkning av sin relativa prisnivå.

2.2 Faktorer som kan ligga bakom prisskillnader

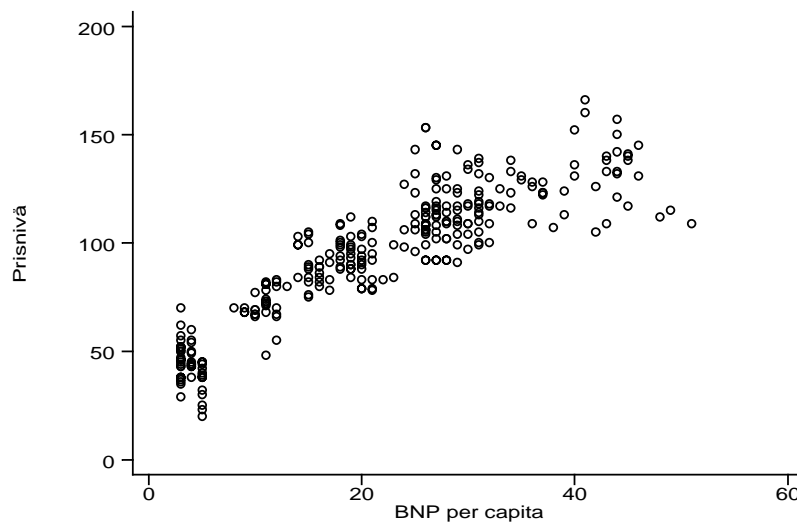
Ett lands ekonomi består i princip av två delar.⁴ En del producerar främst varor men också en del tjänster, som konkurrerar på en världsmarknad. Den andra delen producerar främst tjänster, men också en del varor, vilka skyddas av olika slag av handelshinder. Den sistnämnda delen är därför avskärmd från den internationella konkurrensen. Exempel på naturliga handelshinder är den tid och de resurser som krävs för att tillgodogöra sig en tjänst eller transportera hem en vara som produceras i ett annat land. Visserligen kan en tysk konsument som bor i norra delen av Schleswig-Holstein både köpa sin mat och klippa sig i södra Jylland, men de flesta européer måste nöja sig med de inhemska handlarna och frisörerna.

På lång sikt skall växelkursen hamna på en nivå som gör att det uppstår balans i in- och utflödet av varor och tjänster. Priserna för de varor och tjänster som byts mellan länderna i världshandeln

⁴ Denna uppdelning är gängse i litteraturen (Bhagwati, 1984, och Bergstrand, 1991).

torde därför ha en tendens att konvergera. Men priserna i den skyddade sektorn behöver inte konvergera om det finns skillnader i produktivitet mellan länderna. En högproduktiv exportsektor i ett land uppvisar samtidigt högre marginalprodukt för arbetskraften⁵ än i mindre produktiva konkurrentländer och kan därför betala högre löner. Eftersom arbetsmarknaden inom länder är gemensam för båda sektorer så pressas lönerna upp även i den andra sektorn vars varor och tjänster inte exporteras, trots att denna sektor inte är produktivare än i övriga länder. Prisnivån kan därför vara högre i länder med hög produktivitet, speciellt för arbetsintensiva varor, liksom den allmänna **lönenivån**.⁶ Eftersom produktivare länder i princip också har en högre inkomst kan man förvänta sig ett positivt samband mellan prisnivå och **BNP per capita**. Detta positiva samband är tydligt i figur 2.1, som visar den relativa prisnivån i OECD gentemot BNP per capita. Ett flertal studier bekräftar detta samband (Rogoff 1996).

Figur 2.1 Sambandet mellan prisnivå och BNP per capita i OECD 1990-99



Källa: OECD Economic Outlook 67, 2000

⁵ Med detta menas ökningen av produktionen som följer av en marginell ökning av arbetskraften.

⁶ Se t.ex Bhagwati (1984) eller Clague (1986).

Förutom nationell inkomstnivå och lönenivå så finns det en rad andra faktorer som kan påverka prisnivån. En sådan är det generella **skattetrycket** som skapas av olika punktskatter, moms, inkomstskatter och olika löneskatter samt arbetsgivaravgifter. Skatter och avgifter skiljer sig markant åt mellan länder och skapar därför olika stora ”kilar” mellan priser i olika länder.

De relativa prisnivåerna är inte speciellt stabila vid rörliga **växelkurser**. När kronan stärkts relativt euron, vilket varit fallet under det senaste året, stiger också Sveriges relativa prisnivå. I ett land vars växelkurs sjunkit betydligt borde importörerna höja priserna så att priset i en gemensam valuta hålls konstant. Omvänt, om valutastigit kraftigt så har de ett utrymme att sänka sina priser utan att minska sina marginaler. I praktiken har det emellertid visat sig att importörerna sällan anpassar sina priser fullt ut, vilket innebär att man låter växelkursförändringar till en inte oansenlig del påverka rörelsemarginalerna. Detta är framförallt ett tecken på icke-perfekta marknader där företagen kan påverka prissättningen. I litteraturen kallas detta fenomen *pricing-to-market* vilket troligen har förekommit på den svenska marknaden under större delen av 1990-talet. För den allmänna prisnivån så beror effekten av detta beteende på om växelkursen stiger eller faller. Om priset på den lokala valutan faller, dvs. om växelkursen deprecierar, så ökar inte importörernas priser i motsvarande grad, vilket innebär att den relativa prisnivån sjunker något. Det omvända gäller vid en appreciering av växelkursen.

Kostnader för distribution av varor ökar generellt sett ju mer glest invånarna bor. Indirekt kan också antalet invånare per ytenhet vara ett mått på hur många alternativa leverantörer en konsument har och därmed på konkurrenstrycket. En högre **befolkningstäthet** kan därför förväntas leda till lägre priser.

Under 1990-talet har det i Sverige ibland diskuterats att vi haft konsumtionsmönster där konsumenterna varit mer försiktiga än tidigare, bl.a. på grund av den kris som Sverige erfarit under 1990-talet. Det kan därför finnas ett positivt samband mellan den **privata konsumtionens utveckling** och den allmänna prisnivån i ett land. Slutligen kan det antas att det finns ett negativt samband mellan **konkurrensintensiteten** i ett land och den allmänna prisnivån. Enkelt uttryckt, ju mindre marknadsstyrka företagen har och utövar, desto lägre blir de priser som konsumenterna möter.

2.3 Tidigare studier

Enligt PPP-teorin så skall prisnivån för varor som handlas internationellt på lång sikt konvergera. Men empiriskt har sådana mönster varit svåra att säkerställa. I en översikt av litteraturen drar emellertid Rogoff (1996) slutsatsen att PPP trots allt håller, om än på mycket lång sikt. Däremot är anpassningen extremt långsam, och kortsiktiga avvikelser är betydande och inte ovanliga. Prisnivåskillnader mellan länder, med andra ord avvikelser från PPP, har därför givit upphov till en rik empirisk och teoretisk litteratur. Ett positivt samband mellan prisnivå och nationell inkomstnivå beläggs av de flesta studier. Även skatter har befunnits ha en positiv inverkan, liksom handelshinder i form av tullar och subventioner till inhemska sektorer (Kleiman 1997, Clague 1993). *Pricing-to-market*-fenomenet har fått empiriskt stöd i en hel del studier men varierar starkt mellan länder och branscher (Knetter 1993). Ökade löneskillnader i ett land har visat sig ha ett negativt samband med prisnivån (Lipsej och Swedenborg 1999), dvs. ökad lönespridning verkar prisnivåsenkande. Detta ger indirekt stöd för hypotesen om ett positivt samband mellan löner och prisnivå. Befolkningsvariabler har använts i en del studier men har inte resulterat i några entydiga resultat, liksom variabler som beskriver konsumtionsutvecklingen.

Få studier har använt något mått på lokala konkurrensförhållanden för att förklara nationella prisnivåer. Detta beror i allmänhet inte på att ett samband inte anses troligt, utan snarare på svårigheten att korrekt mäta konkurrensen i olika länder. Däremot har sambandet mellan pris och konkurrens, vanligen definierad som olika mått på marknadskoncentration, analyserats i en rad studier på nationell och provinsial nivå, t.ex. av Lamm (1981), Cotterill (1986) och Claycombe (2000). Svenska studier har gjorts av SCB (1991), Asplund och Friberg (1999) samt Asplund och Sandin (2000), m.fl. Dessa studier finner ofta positiva samband mellan pris och koncentration, och även andra variabler, vilket förklarar provinsiala prisskillnader i viss utsträckning.

3 En förklaringsmodell för prisskillnader

Den första delen av analysen går ut på att uppskatta hur prisnivån samvarierar med, och kan förklaras av, variablerna som diskuteras i föregående kapitel, nämligen befolkningstäthet, nationalinkomst, skatter, arbetskraftskostnad, konsumtions- och växelkursförändringar. Konkurrensintensiteten är inte med som en variabel i denna modell p.g.a. den bristfälliga tillgången på data. I nästa kapitel används samma metod på ett betydligt mer begränsat datamaterial där konkurrensdata finns att tillgå. Metoden som används gör det möjligt att dela upp prisskillnaderna i en del som kan förklaras av var och en av dessa variabler och en del som kvarstår som oförklarad. Den oförklarade delen bestäms i sin tur av faktorer som vi inte kan observera, såsom konkurrens. Modellen i denna analysens första del kan emellertid inte formellt testa hypotesen om konkurrensen kan förklara prisskillnaden, däremot kan den säga att den återstående oförklarade delen *inte* beror på de faktorer som redan ingår i modellen. Slutsatserna rörande konkurrensens inverkan på den svenska prisnivån hade naturligtvis varit starkare om konkurrensvariabler hade varit med som förklarande variabel i modellen, men tillgången på relevanta data saknas emellertid. Analysen i nästa kapitel gör det dock troligt att konkurrensintensiteten utgör en betydande del av den oförklarade prisskillnaden.

Analysmetoden som används i detta och nästa kapitel är en typ av *regressionsanalys* anpassad för paneldata (dvs. data som innehåller kombinerat tvärsnitts- och tidsseriematerial). Denna metod går ut på att formulera ett orsakssamband, där en *beroende* variabel, i detta fall pris, förklaras av en rad oberoende variabler. Den främsta styrkan i metoden är att den kan *separera* effekten av de olika förklarande variablerna, vilket inte går om man endast använder korrelationskoefficienter, eller plottar två variabler, såsom t.ex. pris och BNP (se figur 2.1), i ett diagram. Schematiskt kan modellen tecknas:

$$pris_{it} = \text{konstant} + \beta \cdot (\text{förklarande variabel}_{it}) + \text{individuell effekt}_i + \text{slumpterm}_{it} .$$

Priset bestäms således av summan av en konstant, en förklarande variabel multiplicerad med en parameter som vi kallar β , en individuell landeffekt som utgör den oförklarade delen av prisskillna-

den, samt av en slumpterm som fångar upp olika former av mätfel och s. k. statistiskt brus. För enkelhets skull är det bara en förklarande variabel i exemplet – i modellerna som estimeras nedan ingår fem till sju stycken. Indexen l och t står för land och år. Priserna observeras således både för land och år, liksom den förklarande variabeln, medan den individuella effekten är konstant över tiden för varje land i denna modell.

När modellen estimeras på ett datamaterial erhålls skattningar av nivåerna och precisionen på konstant- och β -parametrarna samt de individuella effekterna. Dessa kan i sin tur direkt tolkas. Om t.ex. $\beta=2$ och den förklarande variabeln är skatt så ökar priset med 2 enheter för varje enhet som skatten ökar. Säkerheten i denna uppskattning mäts också för varje parameter, och det är möjligt att uppge konfidensintervall inom vilken den förutsedda effekten ligger med t.ex. 95% sannolikhet. Det är brukligt att testa om parametrarna är signifikant skilda från noll. Om så inte är fallet kan man inte hävda att den förklarande variabeln med någon statistisk säkerhet har någon effekt på priset.

Det finns en rad felkällor med denna typ av analys. Uppdelningen mellan beroende och oberoende variabler är en sådan. Ibland kan det vara så att en oberoende variabel egentligen inte är oberoende utan i något led påverkas av andra variabler i modellen. Tas inte hänsyn till detta, vilket kan göras på en rad olika sätt, blir resultaten missvisande. Samma sak händer om antagandena om slump termen, som skall vara normalfördelad och vars varians inte skall samvariera med någon av variablerna, inte håller. Resultaten kan också bli missvisande om någon eller några viktiga oberoende variabler inte är med i modellen och samtidigt är korrelerade med de variabler som är med. Dessa problem kan i viss utsträckning testas för och även elimineras med paneldatateknik. I metodbilagan redovisas mer i detalj hur detta går till. Där återfinns även variabeldefinitioner, deskriptiv statistik, samt resultat från samtliga körningar. Tolkningarna och resultaten som presenteras i detta och nästa kapitel är en förenklad och förtydligad analys av denna bilaga.

Datamaterialet innefattar de 29 OECD-länderna under perioden 1990-1999 vilket ger 290 observationer. För vissa länder, Luxemburg, Mexico och Turkiet, saknas vissa värden. Även för de nya OECD-medlemmarna i Centraleuropa saknas vissa värden för den första delen av 1990-talet. Detta reducerar antalet observationer som används i analysen något (till 230).

Variablerna är definierade i tabell B1 i metodbilagan. Den beroende variabeln är prisnivån som presenterades i tabell 2.2. För att analysera hur robusta resultaten är har också en alternativ definition på pris använts (se tabell B2). Befolkningstäthet mäts som antalet invånare per kvadratkilometer. BNP per capita mäts i antal tusen US dollar enligt 1995 års priser. Skatt definieras som det totala skattetrycket som procentuell andel av BNP. Kostnaden för arbetskraften är normerad till ett vägt OECD-genomsnitt årsvis och avser den privata sektorn. Konsumtionsutvecklingen är kvoten av den totala privata konsumtionen under innevarande år och fem år tidigare. Växelkursutveckling definieras som kvoten av nuvarande kurs och kursen för fem år sedan. Deskriptiv statistik för dessa variabler återfinns i tabell B3.

3.1 Strukturella förklaringar till prisskillnaderna

De detaljerade resultaten av skattningarna i analysens första del återfinns i tabell B4. Tre olika modeller har skattats, varav två presenteras här. Dessa två modeller skiljer sig i specifikationen av de individuella effekterna. Ett specifikationstest (Hausman test) godtar hypotesen att antagandena i modell 2 är uppfyllda – vi har därmed två modeller som är lika giltiga. I stora drag ger de samma resultat. I båda är arbetskostnad, konsumtionsutveckling samt växelkursförändringar signifikant skilda från noll och har därmed ett förklaringsvärde. Övriga variabler är inte statistiskt signifikanta.

I tabell 3.1 har prisskillnaden mellan Sverige och OECD delats upp i en förklarad del, som är summan av de förklarande variabelernas påverkan på prisnivån, och en oförklarad, som inte kan klarläggas med dessa faktorer. Den kraftigaste effekten på prisnivån har den högre svenska arbetskraftskostnaden, 16-18 procentenheter, som i båda modellerna förklarar över hälften av skillnaderna i prisnivå mellan OECD-länderna och Sverige. En liten negativ effekt, -2 procentenheter, vilket alltså borde resultera i en *än* högre prisskillnad, utgörs av konsumtionsutvecklingen, som har varit högre i OECD än i Sverige. Växelkursförändringar slutligen, uppvisar ett negativt samband med priserna, men eftersom valutorna i OECD-området har deprecierat mer än den svenska kronan så förklarar dessa skillnader 4 procentenheter av differensen i priser mellan Sverige och OECD.

Anmärkningsvärt är att inte nationalinkomsten är signifikant i modellen, speciellt med tanke på det starka samband som påvisades i figur 2.1. Detta beror emellertid av allt att döma på att varia-

beln som avspeglar kostnaden för arbetskraften delvis 'suger upp' effekten av nationalinkomsten eftersom dessa båda variabler är nära korrelerade. Det förefaller därför som om effekten av arbetskraftskostnaden är överskattad medan effekten av nationalinkomsten är underskattad. Motsvarande gäller dock inte för skattevariabeln – modellen ger inget stöd för hypotesen att länder med högre skatter också har högre priser.⁷

Tabell 3.1 En uppdelning av prisskillnader mellan Sverige och OECD i en förklarad och en oförklarad del

	<i>Modell 1</i>	<i>Modell 2</i>
1. Population/km ² (ej signifikant)	-4	1
2. BNP/cap (ej signifikant)	1	0
3. Skatt (ej signifikant)	-3	1
4. Arbetskraftskostnad	18	16
5. Konsumtionsförändring (sen 5 år)	-2	-2
6. Växelkursförändring	4	4
7. Totalt förklarad del (1-6)	14	20
8. Oförklarad del	16	10
9. Summa (7+8)	30	30

Kommentarer: Modell 1 (*Fixed effect*) och 2 (*Random effect*) baseras på resultaten som redovisas i andra och tredje kolumnen i tabell B4. Respektive del som förklaras av de oberoende variablerna i modellen är definierad som produkten av respektive β -parameter och differensen av medelvärdena av de förklarande variablerna för Sverige och OECD. Produkten har sedan antilogaritmerats.

3.2 Oförklarade prisnivåskillnader

Summan av dessa effekter, vilka utgör den förklarade delen av prisnivåskillnaderna, uppgår till 14-20 procentenheter, beroende på modell. Med andra ord så kvarstår en oförklarad del på 10-16 procentenheter. En alternativ modell där det alternativa måttet på prisnivå används ger en något lägre nivå på den oförklarade delen, men det finns skäl att tro att detta resultat är en underskattning (se tabell B4 samt texten i metodbilagan). I grova drag kan man därför säga att ungefär drygt hälften av prisskillnaden kan förklaras av

⁷ Modellerna som presenteras i kapitel 4 stödjer resonemang i detta stycke. I dessa modeller är i de flesta fall både BNP per capita och skatt signifikant positiva, medan effekten av arbetskraftskostnaden är lägre.

modellen, vilket innebär att det återstår en ungefär lika stor oförklarad del. Som vi återkommer till i nästa kapitel så finns det goda skäl att anta att en betydande del av den oförklarade delen av pris-skillnaden mellan Sverige och OECD beror på bristande konkurrens i Sverige.

I tabell 3.2 nedan framgår det att den oförklarade delen för EU är mellan 1-2 procentenheter och ungefär minus 3 procentenheter för OECD-länderna utanför EU. Prisnivån i EU ligger således 1-2 procentenheter över, och i OECD-länderna utanför EU i genomsnitt 3 procentenheter under, den nivå som kan förklaras med de oberoende variablerna i modellen. Denna skillnad på 4-5 procentenheter kan alltså inte heller den förklaras med hjälp av modellen.

Tabell 3.2 Oförklarade prisnivåskillnader för Sverige, EU och OECD-området utanför EU

	Modell 1	Modell 2
Sverige	16,4	10,2
EU*	1,8	1,4
icke EU*	-3,0	-2,7

Kommentarer: baserat på resultat från modell 1 (tabell B4).

*) Dessa medelvärden är inte vägda.

4 Sambandet mellan pris och konkurrens

Analysen i föregående kapitel visade att ungefär hälften av pris-skillnaden mellan Sverige och OECD kunde förklaras av de strukturella faktorerna. Den naturliga följdfrågan, i linje med resonemanget i kapitel 1 och 2, är i vilken utsträckning den oförklarade delen kan förklaras av konkurrenssituationen i Sverige i jämförelse med OECD. För att besvara denna fråga har de oberoende variablerna som användes i kapitel 3 utökats med en konkurrensrelaterad variabel. Det skall understrykas att datamaterialet som ligger till grund för analysen bara innefattar EU-länderna observerade under tre år och därmed bara utgör en liten del av det material som användes i föregående kapitel. Man kan därför inte i strikt mening generalisera resultaten som presenteras här till hela OECD. Men eftersom EU utgör en betydande del av OECD, samt uppvisar en hel del likheter i ekonomisk struktur, så förefaller det ändå troligt att resultaten i detta kapitel även gäller för hela OECD.

4.1 Att mäta konkurrensen

Konkurrens är svårt att direkt mäta. Det vanligaste sättet att göra detta är att använda olika mått på koncentration av företag på en marknad. Koncentration anses allmänt som ett mått på marknads-makt (Scherer & Ross, 1990, Hay & Morris, 1991, Martin, 1993). Det bakomliggande antagandet är att det krävs en koncentration på marknaden för att marknads-makt skall kunna utövas framgångs-rikt. Om företagen i en sektor har större marknads-makt ökar exempelvis risken för samarbete och diverse icke tillåtna konkur-renshindrande aktiviteter, som på olika sätt hindrar nya företag från att etablera sig vilket leder till högre priser än vad som annars hade varit fallet.

En typ av koncentrationsmått som ofta används som indikator på marknads-makt är summan av de största företagens andel av mark-naden i en bransch. Ett annat mått är definierat som summan av alla företags kvadrerade marknadsandelar, de s. k. Herfindahl-indexet. Vi har dock inte haft tillgång till de data som krävs för att skapa någotdera av dessa mått. Däremot finns det en del-databas i EUROSTAT⁸, som vi har kunnat använda för att skapa en variabel

⁸ Newcronos, Themes 1-9, EUROSTAT (1998).

som approximerar marknadskoncentrationen. I den finns uppgifter över antal företag och antal anställda fördelade efter storlek på företagen. Uppgifter om antal anställda är dock tillgängliga för de flesta EU-länderna endast för grova branschaggregat.

Koncentrationsmättet i denna studie är definierat som ett mått på alla anställda i 'stora' företag dividerat med hela branschens systerställning.⁹ Deskriptiv statistik för denna variabel presenteras i tabell B6.

Det mått som valts är, som framgått, relativt långt ifrån det traditionella och mer idealiska måttet. En skillnad är att det valda måttet inte tar hänsyn till skillnader i det genomsnittliga antalet anställda per företag mellan branscher och länder. Framför allt kan antalet företag i gruppen med minst 250 anställda variera från ett betydande antal lika stora företag till ett enda mycket stort företag. Det valda måttet kommer därför att signalera att det finns koncentrationstendenser även när dessa ibland är relativt svaga. Detta gör att det valda måttet blir en väsentligt sämre indikator på koncentrationen än ett traditionellt mått.

Det är inte endast koncentrationen i producentledet som påverkar den relativa prisnivån för konsumenterna i ett land, utan även konkurrensen i distributionsledet. Koncentration i såväl partihandeln som i detaljhandeln kan ha väl så stor effekt som koncentrationen i själva producentledet. Problemet här är dock datatillgången. Data är bara tillgängliga för en handfull länder på sektornivå. Det medför att analysen har begränsats till effekten av koncentration i hela partihandeln respektive hela detaljhandeln i respektive land.

I producentledet finns ändock koncentrationsdata på sektornivå. Korresponderande priser har hämtats från SCB (1999). För att få samstämmighet mellan varor och tjänster som konsumeras i slutledet och de sektorer de produceras i har 7 industribranscher, byggsektorn och 3 tjänstesektorer valts ut. Av dessa är fem livsmedelssektorer: mjöl och bröd, kött, fisk, olja och fetter samt frukt och grönsaker. De övriga industriprodukterna är kläder och möbler. De tjänstesektorer som ingår är energi, hyror, kommunikationstjänster (post och tele) samt hotell- och restaurang. Den vikti-

⁹ Mättet på alla anställda i stora företag är i sin tur definierat som summan av alla anställda i företag med minst 250 anställda, plus summan av alla anställda i företag med 100-249 anställda multiplicerat med ¼. Skälet till att inte endast gruppen med de allra största företagen tagits med är att det i ett antal länder finns branscher som inte har några företag med mer än 250 anställda.

gaste sektorn för bestämning av hyresnivån har antagits vara byggsektorn, eftersom kapitalkostnaderna är det helt dominerande kostnadsslaget i fastighetsbranschen. Utifrån detta har vi har skapat en paneldatabas innehållande 3 årgångar, 12 sektorer och 12 länder (Irland, Grekland och Luxemburg har uteslutits p.g.a. dålig tillgång på data).

4.2 Pris och koncentration i Sverige och EU

Genomsnittliga värden för koncentrationsmått för parti- och detaljhandeln redovisas i tabell 4.1. Dessa mått refererar till hela parti- respektive detaljhandeln i ett land för perioden 1996-98. I tabellen återfinns därför även den generella prisnivån som användes i kapitel 3 samt det alternativa måttet som presenteras i tabell B2. Den svenska prisnivån ligger för denna period drygt 20 procentenheter över ett ovägt EU-genomsnitt. Som väntat är även koncentrationen högre i Sverige. Differensen är dessutom högre för detalj- än för partihandeln. Korrelationskoefficienten mellan de båda koncentrationsmått uppgår till 0,90, vilket visar att sambandet mellan koncentrationen i parti- respektive detaljhandeln är starkt. Är den ena sektorn koncentrerad i ett land verkar den andra också vara det. Det verkar också finnas ett visst samband mellan koncentrationen i produktionsledet och koncentrationen i handelsledet, även om detta är väsentligt svagare.

Tabell 4.1 Prisnivå och koncentrationen i parti- och detaljhandelsledet i Sverige och EU: 1996-98

	<i>Prisnivåmått</i>		<i>Koncentrationsmått</i>	
	<i>Pris</i>	<i>Alt Pris</i>	<i>Parti</i>	<i>Detalj</i>
Sverige	126	132	0,31	0,27
EU*	103	107	0,27	0,21

*) Dessa medelvärden är inte vägda.

För producentledet är mönstret inte lika entydigt vilket framgår av tabell 4.2. Koncentrationen är i de flesta fall högre i Sverige än i övriga EU, men det finns undantag såsom i sektorerna för energi och kläder där förhållandet är det omvända. Vad gäller de branschvisa priserna så ligger Sverige i de flesta fall över EU-genomsnittet, med undantag för fisk och kommunikationer. Sambandet mellan pris och koncentration är mera oklart – även om Sverige oftast ligger högst vad gäller både pris och koncentrationnivå så finns en del undantag. Vad som också framgår tydligt

är att skillnaderna i koncentration varierar betydligt mer mellan olika branscher än mellan Sverige och EU.

Tabell 4.2 Prisnivå och koncentrationen i producentledet i 12 olika sektorer. Sverige och EU: 1996-98

<i>Sektor</i>	<i>Sverige</i>		<i>EU</i>	
	<i>Pris</i>	<i>Konc</i>	<i>Pris</i>	<i>Konc*</i>
Bröd och mjöl	125	0,91	100	0,59
Energi	103	0,68	100	0,83
Fisk	95	0,61	100	0,53
Frukt & grönsaker	117	0,82	100	0,54
Hysesnivå	132	0,34	100	0,23
Kläder	105	0,18	100	0,39
Kommunikationer	94	0,92	100	0,61
Kött	111	0,69	100	0,45
Mjölk, ost & ägg	110	0,87	100	0,60
Möbler	100	0,44	100	0,40
Oljor & fetter	122	0,78	100	0,65
Hotell & restaurang	135	0,24	100	0,22

*) Dessa medelvärden är inte vägda.

Sammantaget kan man således hävda att både prisnivån och koncentrationen är högre i Sverige i jämförelse med EU, men att mönstret kanske är mindre tydligt i producentledet. Dessutom är skillnaden i koncentration mellan Sverige och EU något större i detalj- än i partihandelsledet. Men finns det ett påvisbart samband mellan pris och koncentration i detta material?

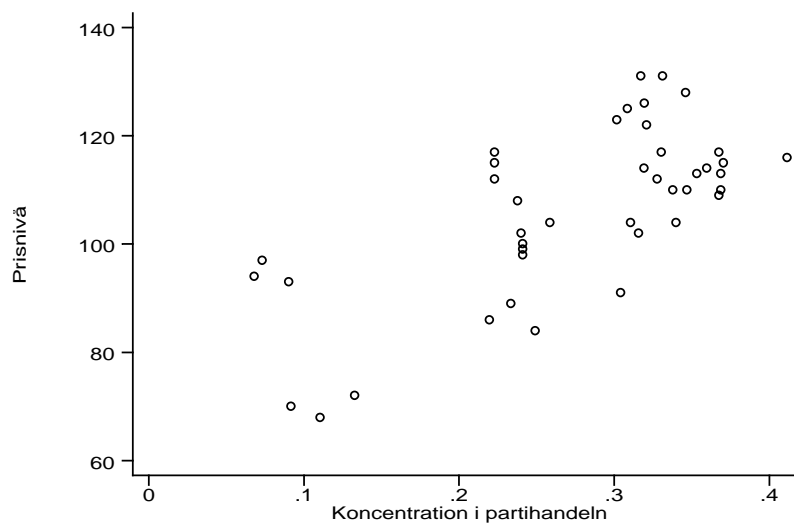
4.3 Sambandet mellan pris och koncentration

För att bena ut detta samband inleds diskussionen med tre figurer som plottar prisnivå gentemot koncentrationsvariablerna. I figurerna 4.1 samt 4.2 plottas den allmänna prisnivån gentemot koncentrationsmått i parti- och detaljhandeln för de tre åren i de 15 EU-länderna. På grund av ett litet bortfall (3 st) så blir antalet observationer 42. I båda dessa figurer framgår ett positivt samband ganska klart – en hög koncentration leder till högre priser. Möjligt är sambandet i fallet med partihandeln något starkare, men det

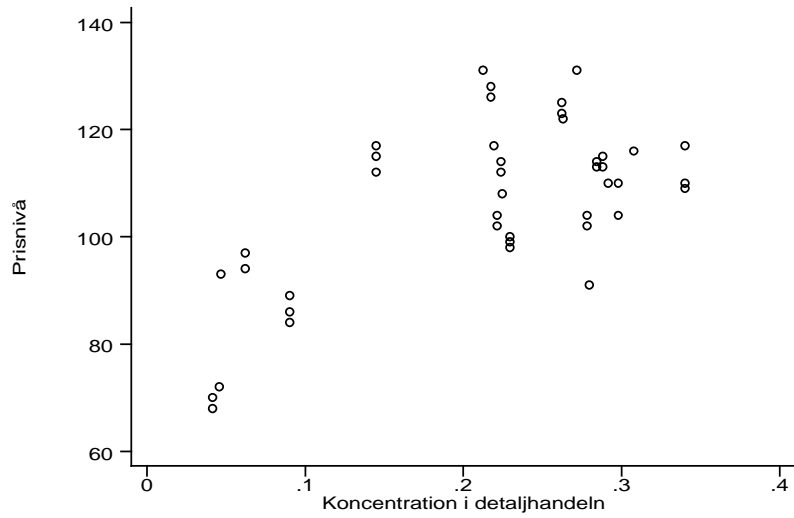
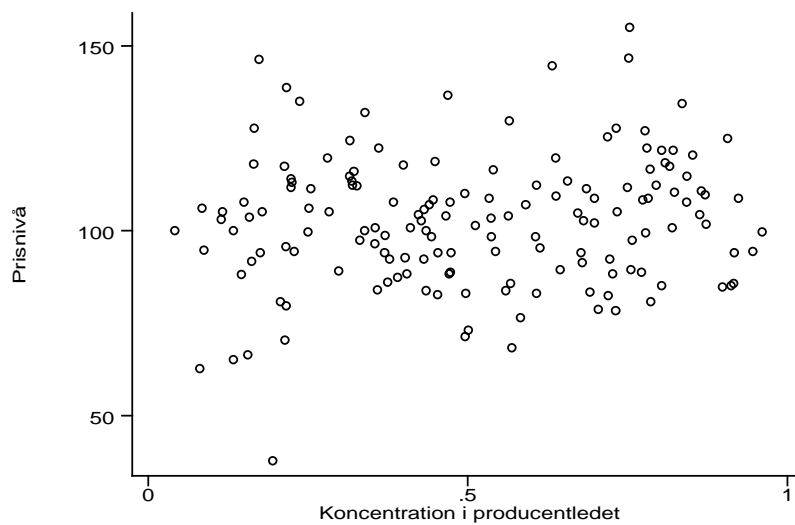
är svårt att hävda endast med ledning av dessa figurer. Korrelationskoefficienterna mellan pris och koncentration är 0,73 för parti- och 0,70 för detaljhandeln.

Sambandet mellan pris och koncentration i producentledet är mindre tydligt vilket framgår i figur 4.3. För att minska punktsvärmens täthet visas endast medelvärden för 1996-98 för pris och koncentration i EU-länderna för de 12 sektorerna. Eftersom data-tillgången är sämre i detta fall är bortfallet relativt något större och antalet observationer är reducerat till 135 (från 180). Sambandet mellan pris och koncentration förefaller svagt, vilket bekräftas av en låg korrelationskoefficient (0,13). Det är i och för sig tänkbart att nivåerna skiljer sig såpass mycket åt mellan sektorerna att denna sammanslagna bild döljer samband som skulle kunna finnas om varje bransch analyserades var för sig. Men separata branschvisa grafer uppvisar samma svaga samband mellan pris och koncentration som i figuren nedan med något enstaka undantag.¹⁰

Figur 4.1 Pris och koncentration i partihandeln: 1996-98



¹⁰ Detta undantag skulle i så fall vara frukt och grönt med en korrelationskoefficient på 0,6, och möjligen kläder (korrelationskoefficient=0,5). I de andra sektorerna är sambandet svagare och i vissa fall t. o. m. negativt.

Figur 4.2 Pris och koncentration i detaljhandeln: 1996-98**Figur 4.3 Prisnivå och koncentrationen i producentledet i 12 olika sektorer: 1996-98**

Figurerna och tabellerna ovan indikerar att högre koncentration i detalj- och partihandeln leder till en högre prisnivå. Detta behöver emellertid inte nödvändigtvis innebära ett kausalt samband eftersom det är tänkbart, och i vissa fall kanske t o m troligt, att kon-

centrationen samvarierar med de förklarande variablerna som användes tidigare. För att undersöka om koncentrationsvariablerna har någon separat effekt på prisnivån har därför dessa använts som oberoende variabler tillsammans med dem som användes för analysen i kapitel 3. Resultaten presenteras i tabellerna B7–B11 i metodbilagan. Eftersom datamaterialet är mindre har osäkerheten ökat markant, vilket visar sig i att parametrarna blir instabila och ibland svänger kraftigt mellan olika specifikationer. Till skillnad från resultaten i kapitel 3 så har skatterna och nationalinkomsten i en del modeller en signifikant positiv effekt på priserna. Befolkningstätheten har, tvärtemot förväntningarna, en negativ effekt som också är statistiskt signifikant i en del modeller. En annan svårighet i skattningarna har varit det faktum att concentrationen har befunnits vara nära korrelerad med BNP per capita – med korrelationskoefficienter på omkring 0,70 för concentrationen i parti- och detaljhandeln. Det har därför varit svårt att separera effekten på prisnivån som följer av en hög nationalinkomst respektive av en hög koncentration.

Sammantaget kan man ändå hävda att analysen tyder på att concentrationen i detalj- och partihandelsledet har en prishöjande effekt. I kvantitativa termer kan de skillnader i koncentration som vårt (ofullständiga) mått fångar förklara 2-4 procentenheter av prisskillnaden mellan Sverige och EU i detaljhandelsledet och 2-3 procentenheter i partihandelsledet.¹¹ Det skall dock understrykas att dessa resultat är föremål för en viss osäkerhet. För producentledet har inte något signifikant samband mellan pris och koncentration konstaterats.

Att det inte föreligger ett samband mellan pris och concentrationen i produktionsledet skulle kunna förklaras med att denna sektor i högre grad är utsatt för internationell konkurrens än vad som är fallet med parti- och detaljhandeln.

¹¹ Dessa värden är baserade på modellerna som presenteras i tabell B8 samt medelvärdena av koncentrationsmåten som redovisas i tabell 4.1.

5 Slutsatser

Föreliggande studie har genomfört något som i den internationella litteraturen är ovanligt, nämligen att söka förklara internationella prisskillnader med olika mått på konkurrens utöver de övriga förklaringsfaktorer som vanligen används. Att denna rapport därmed är en smula unik i sitt slag beror huvudsakligen på att den skrala tillgången på data hittills har avhållit forskare från att testa dessa samband. För denna studie har vissa konkurrensrelaterade data ändock lyckats fångas, men det skall poängteras att materialet har sina brister, inte minst definitionen av koncentration, det låga antalet observationer över tiden och mellan länder, samt frånvaro av ytterligare förklarande variabler, som t.ex. ett mått på öppenhet för internationell handel.

Trots dessa förbehåll så pekar analysen på en rad förhållanden som i vissa fall redan bekräftats direkt eller indirekt av andra rapporter. Den svenska prisnivån har legat drygt *20 procentenheter över EU-* och ca 30 procentenheter över OECD-genomsnittet under 1990-talet. Vidare kan de traditionella förklaringsfaktorerna som befolkningstäthet, nationalinkomst, skattetryck, kostnad för arbetskraft, samt förändringar i växelkursen och den privata konsumtionen endast förklara drygt *hälften* av denna skillnad. Företagskoncentrationen *är* högre i Sverige och det finns klara tecken på att det råder ett positivt samband mellan koncentrationen i detalj- och partihandelsledet och prisnivån. I kvantitativa termer kan de skillnader i koncentration som vårt mått fångar förklara 2-4 procentenheter av prisskillnaden mellan Sverige och EU i detaljhandelsledet och 2-3 procentenheter i partihandelsledet. Eftersom måttet på koncentration som använts är trubbigt så finns det anledning att förmoda att dessa effekter är ännu högre och utgör större delen av den oförklarade prisskillnaden mellan Sverige och OECD. I producentledet påvisades emellertid inget statistiskt säkerställt samband mellan prisnivå och koncentration.

Sammantaget indikerar dessa resultat att det finns betydande välfärdsvinster som kan realiseras om konkurrensen stärks och prisnivån därigenom faller. Förstärkt konkurrens leder som regel även till högre effektivitet i produktionen av varor och tjänster. Fördjupade studier av dessa samband är därför av stor vikt för inriktningen av den ekonomiska politiken samt för de myndigheter som arbetar med att stärka konkurrensen och värna om konsumentintresset.

Litteraturförteckning

- Asplund, M. & R. Friberg, (1999) "Retail price levels and concentration of wholesalers, retailers, and hypermarkets", *SSE/EFI Working Paper Series in Economics and Finance*, No 318.
- Asplund, M., & Sandin, R., (1999), "Competition in interrelated markets: An empirical study", *International Journal of Industrial Organization* 17, 353-369.
- Bergstrand, J. H., (1991), "Structural determinants of real exchange rates and national price levels: some empirical results" *American Economic Review* 81, 325-34.
- Bhagwati, J., (1984) "Why are services cheaper in poor countries?" *Economic Journal*, 94, 279-286.
- Cheung Y-W., M. D. Chinn & E. Fujii (1999) "Market structure and the persistence of sectoral real exchange rates" *National Bureau of Economic Research Working Paper* 7408.
- Clague, C., (1986) "The determinants of real national price levels: some empirical results" *Review of Economics and Statistics*, 68, 320-23.
- Clague, C., (1993) "Why are prices so low in America?" *The World Economy* 16, 600-10.
- Claycombe, R. J., (2000), "The effects of market structure on prices of clothing and household furnishings", *International Journal of Industrial Organization*, 28, 827-841.
- Cotterill, R. W., (1986), "Market power in the retail food industry: Evidence from Vermont", *The Review of Economics and Statistics* 68, 379-386.
- Greene, W. H., (1997), *Econometric Analysis*, Prentice-Hall.
- Hay, D. A. & D. J. Morris (1991), *Industrial Economics and Organization: Theory and Evidence*, Oxford University Press.

- Kleiman, E., (1997) "National price levels: Do taxes matter?"
International Tax and Public Finance 4, 361-77.
- Knetter, M., (1993) "International comparisons of price-to-market behavior", *American Economic Review* 83, 473-86.
- Lamm, R. M., (1981), "Prices and concentration in the food retailing industry", *The Journal of Industrial Economics* 30, No 1, 67-78.
- Lipsey, R. E. & Swedenborg, B., (1999) "Wage dispersion and country price levels" in Heston, A. & R. E. Lipsey (red.)
International and interarea comparisons of income, output and prices, National Bureau of Economic Research.
- Martin, S., (1993) *Advanced Industrial Economics*, Blackwell.
- Rogoff, K., (1996) "The purchasing power parity puzzle",
Journal of Economic Literature 34, 647-68.
- SCB, (1999), *Konsumentprisnivåerna i Sverige jämfört med övriga medlemstater i EU*.
- Scherer, F. M., & D. Ross, (1990), *Industrial Market Structure and Economic Performance*, Houghton Mifflin.

Metodbilaga

Denna metodbilaga redogör kortfattat för de olika analysstegen samt rapporterar de fullständiga resultaten från de ekonometriska skattningarna som ligger till grund för slutsatserna och diskussionerna i huvudtexten. Variablerna som använts i denna studie definieras i tabell B1.

Tre olika definitioner av pris har använts. Den generella prisnivån, *pris*, baserat på OECD:s PPP-statistik och de långsiktiga växelkurserna presenteras i sin helhet i tabell 2.2 i huvudtexten. En alternativ prisnivå, *pris_alt*, som grundar sig på en PPP-serie från OECD över ett mindre antal varor och tjänster presenteras i tabell B2. I stort sett överrensstämmer dessa båda prisvariabler, och i skattningarna som följer ger de kvalitativt sett liknande resultat rörande de centrala frågeställningarna som tas upp i rapporten. Dock skiljer sig ibland nivåerna på de skattade parametrarna, vilket framgår nedan. Den stora skillnaden mellan *pris* och *pris_alt*, förutom att den senare har en mindre korg, är att den också har en annan numerär, vilket är USA dollarn istället för ett vägt OECD-genomsnitt. Eftersom dollarn steg kraftigt under senare delen av 1990-talet så framstår det som om prisnivån har sjunkit mycket kraftigt för OECD-länderna utom i USA under samma tid. Denna effekt framgår också för variabeln *pris* eftersom USA dollarn har en stor vikt i OECD-genomsnittet, men är betydligt starkare för *pris_alt*. Detta får konsekvenser för tolkningen av parametrarna i modellerna som skattas, vilket vi återkommer till nedan.

Tabell B1 Variabeldefinitioner

<i>Beteckning</i>	<i>Definition</i>
pris	Relativa prisnivåer normerat till ett vägt OECD-genomsnitt för tiden 1990-1999. Källa: OECD:s hemsida: (www.oecd.org/std/ppp/pps.htm , daterat: Juli 2000). Uppgifter för åren 1991, 1992, samt 1994 saknas och har ersatts med interpolerade värden för PPP som har dividerats med genomsnittliga växelkurser årsvis från tabell 38 i Economic Outlook 67, OECD 2000.
pris_alt	Ett alternativt mått på relativa prisnivåer för tiden 1990-1999 baserat på kvoten av PPP-värdena (enligt http://www.oecd.org/std/pppoecd.xls) och genomsnittliga växelkurser årsvis från tabell 38 i Economic Outlook 67, OECD 2000. Detta prisnivåmått är normerat till US dollarn.
pris_sek	Prisindex på konsumentnivå för åren 1996, 1997 samt 1998 i sektorerna för bröd och mjöl, energi, fisk, frukt och grönt, bygg, kläder, kommunikationer, kött, möbler, oljor och fetter, samt hotell och restaurang (SCB 1999). Priserna är normerade till ett EU-genomsnitt årsvis.
bef tät	Befolkningsstäthet, uttryckt som invånare per km ² .
bnpcap	BNP per capita uttryckt i antal tusen 1995 USA dollar.
skatt	Skattetryck uttryckt som procentuell andel av BNP.
arbkost	Kostnad för arbetskraft i den privata sektorn inklusive arbetsgivaravgifter, löner etc. Normerad till ett vägt OECD-genomsnitt årsvis.
konsutv	Kvoten mellan den privata konsumtionen innevarande år och fem år tidigare.
vxlk_utv	Kvoten mellan växelkursen innevarande år och fem år tidigare.
partha	Koncentrationsmått för hela partihandeln i respektive land för åren 1996, 1997, samt 1998, definierat som kvoten mellan summan av alla anställda i alla företag med 250 anställda och fler, plus summan av all anställda i företag med 100-249 anställda multiplicerat med ¼, och hela branschens sysselsättning. Datamaterialet är härlett från Newcron databasen (EUROSTAT, 1998).
detha	Koncentrationmått för hela detaljhandeln i respektive land för åren 1996, 1997, samt 1998. Definition: se <i>partha</i> .
konc	Koncentrationmått för 12 sektorer i producentledet i respektive land för åren 1996, 1997, samt 1998. Definition: se <i>partha</i> .
impand	Importens andel av branschens totala försäljning. Källa: EUROSTAT, 1998.

Källan är OECD Economic Outlook 67, 2000 om inte annat anges.

Tabell B2 Prinsnivån i OECD-länderna 1990-99. Ett alternativt mått på prinsnivå (pris_alt)

Land	År											
	90	91	92	93	94	95	96	97	98	99	90-99	93-99
Australien	108	106	101	92	98	95	102	98	83	85	97	93
Österrike	123	121	127	119	122	136	128	111	110	105	120	119
Belgien	118	115	118	108	111	125	119	105	104	99	112	110
Kanada	112	112	106	98	92	86	87	86	79	79	94	87
Tjeckien		26	30	32	36	41	43	39	42	40	37	39
Danmark	152	144	151	136	137	150	144	129	128	124	139	135
Finland	167	156	142	106	118	134	128	116	115	109	129	118
Frankrike	121	115	121	116	119	129	128	115	114	108	119	119
Tyskland	129	126	132	127	127	141	135	116	114	109	126	124
Grekland	89	89	89	80	81	88	89	85	82	80	85	84
Ungern		44	47	47	49	48	48	46	45	44	46	47
Island	142	145	144	123	120	117	115	113	117	118	125	118
Irland	114	107	109	96	95	102	108	102	99	96	103	100
Italien	119	118	118	98	95	95	103	97	96	92	103	97
Japan	135	144	149	166	177	181	152	136	125	141	151	154
Syd-Korea	76	81	75	74	77	80	78	67	48	55	71	68
Mexico	54	62	65	68	67	46	50	57	55	60	58	58
Holland	119	117	121	115	117	126	121	104	103	100	114	112
Nya Zeeland	96	90	81	82	89	96	102	97	79	78	89	89
Norge	155	148	145	126	129	144	141	132	122	123	137	131
Polen		44	44	42	44	47	51	51	53	49	47	48
Portugal	73	76	86	73	71	79	79	70	69	67	74	73
Spanien	107	106	112	92	91	98	98	87	86	83	96	91
Sverige	152	165	168	126	128	136	144	128	123	117	139	129
Schweiz	158	156	154	144	153	170	166	137	137	131	151	148
Turkiet	57	55	53	55	41	49	48	47	47	47	50	48
Storbritannien	107	112	108	96	99	103	100	107	109	107	105	103
USA	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
EU*											116	112
Icke-EU*											77	75

Källa: se tabell B1.

*) Dessa medelvärden är inte vägda. Med EU menas unionens nuvarande medlemsländer.

Metoden som använts för att analysera faktorerna bakom prisskillnaderna är traditionell *regressionsanalys*. Eftersom paneldata finns tillgängligt har två varianter som utformats speciellt för sådan data, s. k. *fixed-effects*- och *random-effects*-modeller, utnyttjats. För en mer ingående presentation av denna teknik hänvisas till Greene (1997). Metoderna kan åskådliggöras enligt följande,

$$y_{it} = \alpha + \mathbf{x}_{it}\beta + u_i + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

där i och t avspeglar land och år; y är den beroende variabeln *pris*; α en konstant; \mathbf{x} en vektor med förklarande variabler; β en vektor med parametrar; u en individuell effekt som antas vara konstant över tiden; och ε en slumpterm som antas vara normalfördelad med konstant varians samt okorrelerad med \mathbf{x} och u . Ekvation (1) kan även uttryckas i medelvärden över tiden,

$$\bar{y}_i = \alpha + \bar{\mathbf{x}}_i\beta + u_i + \bar{\varepsilon}_i, \quad (2)$$

där taket över variablerna står för medelvärden, vilket får till följd att indexet t försvinner. Ekvation (1) kan även uttryckas i medelvärden över både tiden och mellan länder

$$\bar{y} = \alpha + \bar{\mathbf{x}}\beta + \bar{u} + \bar{\varepsilon}. \quad (3)$$

Om sedan (2) subtraheras från (1) får vi

$$(y_{it} - \bar{y}_i) = (\mathbf{x}_{it} - \bar{\mathbf{x}}_i)\beta + (\varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i). \quad (4)$$

När vi därefter adderar (3) erhålls

$$(y_{it} - \bar{y}_i + \bar{y}) = \alpha + (\mathbf{x}_{it} - \bar{\mathbf{x}}_i + \bar{\mathbf{x}})\beta + (\varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i + \bar{u}) + \bar{\varepsilon}. \quad (5)$$

Ekvation (5) är den s. k. *fixed-effects* modellen så som den är specificerad i denna studie. Med parameterskattningarna för β samt α erhålls de individuella effekterna med hjälp av

$$\hat{u}_i = y_i - \hat{\alpha} - \bar{\mathbf{x}}_i\hat{\beta}, \quad (5)$$

där ett tak ovan parametern anger att den är skattad. Det underliggande antagandet i denna modell är att de individuella effekterna u inte är stokastiska samt att de är konstanta över tiden. Den s. k. *random-effects* modellen antar däremot att u är stokastisk och

därmed har en statistisk fördelning. Den specificeras som ett vägt medelvärde av ekvationerna (2) och (4) där vikterna är en funktion av variansen i u och ε . Huruvida de individuella effekterna u_i är skilda från noll testas i *random-effect* modellen med ett Breusch-Pagan test och i *fixed-effect* modellen med ett F -test.

Dessa båda modeller har olika styrkor och svagheter. I *Fixed-effect* modellen så är skattningarna fortfarande konsistent även om \mathbf{x} och u är korrelerade, vilket inte är fallet med *random-effect*. Det man vinner med att använda *random-effect* är effektivitet – parameterskattningarna blir i allmänhet precisare och därmed säkrare. Antagandet om icke-korrelation mellan \mathbf{x} och u kan testas med ett s. k. Hausman test. Strategin i denna studie är därför att i huvudsak använda *random-effect* modellen, men att i de fall där Hausman testet förkastar hypotesen om icke-korrelation använda *fixed-effect*. I något fall rapporterar vi dock resultat från båda specifikationerna. Mjukvaran som har använts i analysen är STATA 6.0.

I denna bilaga kallas modellen i kapitel 3 för **modell 1** och modellen i kapitel 4 för **modell 2**.

I tabell B3 rapporteras deskriptiv statistik över variablerna i modell 1. Panelen innehåller data för 29 länder under tio år, vilket ger 290 observationer. Närmare beskrivning av datamaterialet finns i huvudtexten och i tabell B5. Det är tydligt att nivåerna spänner över breda intervall. Variablerna i modellerna som skattas uttrycks därför oftast i naturliga logaritmer (\ln).

Tabell B3 Deskriptiv statistik för variablerna i modell 1

Variabel	Observationer	Medelvärde	Standardavvikelse	Minimum	Maximum
pris	290	101,2	33,1	25,9	180,7
pris_alt	277	94,7	30,8	20,0	166,0
befät	290	125,9	117,9	2,0	474,0
bnpcap	290	21,6	12,0	3,0	51,0
skatt	268	41,7	9,4	15,0	60,0
arbkost	255	80,6	35,5	6,0	178,0
konsutv	275	1,14	0,10	0,91	1,52
vxlk_utv	262	1,62	2,82	0,55	23,76

Resultaten från skattningarna av modell 1 återfinns i tabell B4. Eftersom datakvaliteten för vissa länder har ansetts som dålig har Tjeckien, Ungern och Polen uteslutits ur modellen. För vissa länder saknas data för början av 1990-talet. Antalet observationer som används i dessa skattningar har därvidlag minskat till 230. För grundmodellen, där den beroende variabeln är *pris*, redovisas både resultat från *random-effect* och *fixed-effect*. Hausman testet visar dock att den förra modellen kan godtas. Båda modellerna uppvisar liknande resultat. Kostnaden för arbetskraft, konsumtionsutveckling samt växelkursförändring är signifikant förklarande variabler medan de övriga inte är det. De signifikanta parametrarnas storlek är ganska lika i båda modellerna. Hur stor del av prisskillnaden som de olika oberoende variablerna förklarar framgår av tabell 3.1. R^2 , vilket är ett mått den relativa andelen av den totala variationen i den förklarande variabeln som förklaras av modellen, ligger på ca 0,8, vilket får betraktas som högt.

Som nämns i huvudtexten är det anmärkningsvärt att både BNP per capita och skatt inte är signifikanta i modellen. Vad gäller BNP så beror detta troligen delvis på dess höga korrelation (korrelationskoefficient=0,93) med arbetskraftskostnaden. Panelspecifikationen av modellen, där variablerna är uttryckta som förändringar istället för nivåer, kan också bidra till detta resultat. Då modellen specificeras enligt ekvation (1) men utan de individuella effekterna u blir parametrarna för både BNP och skatt signifikant positiva. Slutsatsen blir därför att *förändringarna* i BNP per capita samt skatt under 1990-talet inte har lett till några statistiskt säkerställda *förändringar* i prisnivån i denna modell. Däremot är det riktigt att påstå att länder med hög BNP och höga skatter också har hög prisnivå. I analysen som presenteras i tabellerna B7-B11 som påvisas dock signifikant positiva effekter på prisnivån av nationalinkomst och skatt.

I den tredje modellen används som jämförelse *pris_alt* som beroende variabel. Dessa resultat skiljer sig betydligt från de andra två modellerna. Bl.a. så är inkomst- samt skattevariablerna signifikant negativa i modellen, vilket står i strid med tidigare studier och vad som teoretiskt borde förväntas. Troligen är detta ett resultat av att *pris_alt* är normerat till USA dollarn – då dollarn gick upp kraftigt i slutet på 1990-talet innebär detta att prisnivån i övriga OECD-länder förefaller falla kraftigt, samtidigt som de hade hög nationalinkomst och höga skatter. Sambandet kan därför föresväva negativt, fast det i själva verket är positivt. Det finns därför skäl att ifrågasätta just dessa parametrar. Övriga är i nivå med de två tidigare modellerna. R^2 är däremot väsentligt lägre, endast ca 0,4.

Tabell B4 Resultat från modell 1

<i>Specifikation</i>	<i>Fixed Effect</i>	<i>Random Effect</i>	<i>Fixed Effect</i>
<i>Beroende/Förklarande variabler</i>	ln(pris)	ln(pris)	ln(pris_alt)
konstant	2,43* (0,38)	2,26* (0,20)	3,73* (0,31)
ln(beftät)	0,020 (0,075)	-0,0031 (0,0093)	-0,104# (0,060)
ln(bnpcap)	0,030 (0,046)	0,014 (0,032)	-0,192* (0,037)
ln(skatt)	-0,096 (0,075)	0,025 (0,055)	-0,299* (0,060)
ln(arbkost)	0,536* (0,032)	0,504* (0,028)	0,701* (0,026)
ln(konsutv)	0,165* (0,051)	0,166* (0,049)	0,084* (0,041)
ln(vxlk_utv)	-0,081* (0,021)	-0,091* (0,020)	-0,090* (0,017)
Antal observationer	230	230	230
Antal grupper	23	23	23
Test 1: Hausman	-	0,432	-
Test 2: $u_i = 0$	0,000	0,000	0,000
R ² (overall)	0,77	0,824	0,376

Kommentarer:

Standardavvikelser anges inom parentes under parameterestimatet.

* anger att parametern är signifikant skild från noll på 5 %-nivån

anger att parametern är signifikant skild från noll på 5 %-nivån

Test 1 (Hausman specification test) anger sannolikheten att nollhypotesen om icke-korrelation mellan x och u är riktig i *random-effect* modellen (se text).

Test 2 anger sannolikheten för att de individuella effekterna inte är signifikant skiljda från noll (se text). För fixed effect modellen används ett F-test, och för *random-effect* används Breusch-Pagan Lagrangian multipler test.

Det centrala resultatet från dessa modeller är dock inte β -parametrarna, utan de individuella effekterna som avspeglar den del av variationen i den beroende variabeln som inte kan förklaras och som framträder som den tidskonstant effekten u_i . Dessa effekter redovisas i tabell B5. Eftersom variablerna är uttryckta som naturliga logaritmer har de först antilogaritmerats, så att

$$\text{oförklaradprisskillnad} = (\exp(u_i) - 1) \cdot 100.$$

Tabell B5 Oförklarade prisnivåskillnader, uttryckta i procent, baserat på resultat från modell 1 (tabell B4)

<i>Specifikation</i>	<i>Fixed Effect</i>	<i>Random Effect</i>	<i>Fixed Effect</i>
<i>Prisnivå variabel</i>	ln(pris)	ln(pris)	ln(pris_alt)
Australien	2,1	-3,0	-35,7
Österrike	2,2	2,1	15,9
Belgien	-17,1	-14,0	4,3
Kanada	-8,2	-14,1	-37,5
Danmark	10,4	9,2	34,9
Finland	13,4	7,6	0,7
Frankrike	-3,8	-3,1	5,8
Tyskland	-1,3	1,8	23,0
Grekland	16,2	12,9	17,3
Island	8,6	4,1	-26,8
Irland	-1,9	-0,4	-10,8
Italien	-5,8	-4,1	5,8
Japan	0,7	10,0	27,1
Sydkorea	-7,2	0,0	5,5
Holland	-10,0	-5,9	16,0
Nya Zeeland	14,3	7,6	-4,1
Norge	11,1	6,2	-0,2
Portugal	6,4	4,3	11,1
Spanien	-6,6	-5,4	-12,0
Sverige	16,4	10,2	7,8
Schweiz	-2,0	0,5	23,3
Storbritannien	-6,3	-2,8	6,7
USA	-19,9	-16,6	-30,4
EU*	1,8	1,4	7,2
icke EU*	-3,0	-2,7	-12,5

*) Dessa medelvärden är inte vägda. Med EU menas unionens nuvarande medlemsländer.

Den oförklarade prisskillnaden mellan Sverige och de övriga länderna varierar betydligt beroende på vilken modell som används. Enligt de två första, vilka verkar vara de mest rimliga, är skillnaden 10 respektive 16 procentenheter. Slutsatsen blir att i grova drag kan de oberoende variablerna förklara ungefär hälften av prisskillnaden. Enligt den tredje modellen är skillnaden ungefär 8 procentenheter. Mot bakgrund av att den senare modellen skiljer

sig i så hög grad från de andra, men ändå visar en positiv oförklarad prisskillnad för Sverige i närheten av de andra modellerna, måste ovanstående resultat betraktas som relativt robusta.

Resultaten från analysens andra del redovisas i följande tabeller. Som närmare beskrivs i texten är datamaterialet mer begränsat och innefattar EU-länderna som observerats under 1996-98. Vissa länder har i en del fall uteslutits p.g.a. dålig tillgång på data. Deskriptiv statistik redovisas i tabell B6. Resultat från skattningarna där koncentrationsvariabler lagts till de övriga förklarande variablerna från analysens första del presenteras i tabellerna B7-B11. Sammanlagt 16 olika modeller har estimerats, där endast en koncentrationsvariabel inlemmats åt gången.

Sambandet mellan pris och koncentrationen i parti- och detaljhandelsledet redovisas i tabellerna B7, B8 och B9. En rad olika specifikationer har skattats för att belysa hur robusta resultaten är. Variablerna har uttryckts både som naturliga logaritmer och i nivåer. Som beroende variabeln har både *pris* och *pris_alt* använts. Då korrelationen mellan nationalinkomst och koncentrationsvariablerna är hög så har modellerna även skattats utan den förra variabeln.

I jämförelse med analysens första del som redovisades i tabell B4 så uppvisar parametrarna i regressionerna en viss instabilitet mellan alternativa specifikationer. Koncentrationsvariablerna har positiva parametrar, vilket tyder på ett positivt samband mellan pris och koncentration. Detta samband har emellertid en tendens att vara signifikant endast när nationalinkomsten utgår ur modellen. Uppenbarligen är det svårt att särskilja effekten mellan dessa båda variabler, men intrycket är ändå att det råder ett positivt samband. Baserat på resultaten i tabell B8 samt de genomsnittliga koncentrationsnivåerna i tabell 4.1 så kan koncentrationsskillnaden mellan Sverige och EU i detaljhandelsledet förklara 2-4 procentenheter av prisskillnaden. För partihandelsledet är motsvarande siffra 2-3 procentenheter. Dessa siffror skall dock ses enskilt, det är inte sant att summan av effekterna av koncentrationen utgörs av summan av dessa två värden.

I tabell B10 och B11 redovisas resultaten från sambandet mellan pris och koncentrationen i producentledet. Ytterligare en variabel har här tagits med, nämligen importandelen för respektive sektor, som kan betraktas som ytterligare en konkurrensvariabel. Antalet observationer här är större p.g.a. att data på sektornivå använts. Eftersom nollhypotesen att de individuella effekterna är noll inte

kunde förkastas användes istället specifikationen *generalized least squares* vilken är en variant av ekvation (1) men utan individuella effekter och med en speciell slumptermsstruktur. I ingen av de fyra modellerna påvisades ett signifikant samband mellan vare sig pris och koncentration, eller mellan pris och importandelen. Det finns därför inget stöd i dessa resultat för att det råder ett samband mellan pris och koncentration i producentledet.

Tabell B6 Deskriptiv statistik för de tillkommande variablerna i modell 2

<i>Variabel</i>	<i>Observationer</i>	<i>Medelvärde</i>	<i>Standardavvikelse</i>	<i>Minimum</i>	<i>Maximum</i>
pris_sek	540	101,2	18,0	37	158
partha	42	0,275	0,090	0,068	0,411
detha	42	0,213	0,092	0,042	0,340
konc	459	0,511	0,245	0,032	0,979
impand	480	0,189	0,316	0	0,74

Tabell B7 Resultat från modell 2. Koncentrationen i parti- och detaljhandeln. Logaritmerade variabler

<i>Specifikation</i>	<i>Random Effect</i>	<i>Random Effect</i>	<i>Random Effect</i>	<i>Random Effect</i>
<i>Beroende/Förklarande variabler</i>	ln(pris)	ln(pris)	ln(pris)	ln(pris)
konstant	2,32* (0,39)	1,87* (0,39)	2,36* (0,43)	2,19* (0,44)
ln(beftät)	-0,033* (0,013)	-0,022 (0,015)	-0,032* (0,015)	-0,024 (0,015)
ln(bnpcap)	0,167* (0,074)		0,136 (0,090)	
ln(skatt)	0,18 (0,12)	0,373* (0,094)	0,20 (0,13)	0,337* (0,097)
ln(arbkost)	0,288* (0,052)	0,333* (0,052)	0,287* (0,053)	0,305* (0,053)
ln(konsutv)	0,30# (0,17)	0,56* (0,14)	0,32# (0,17)	0,469* (0,15)
ln(vxlk_utv)	-0,100* (0,050)	-0,066 (0,049)	-0,101* (0,048)	-0,079# (0,047)
ln(partha)	0,016 (0,032)	0,055# (0,031)		
ln(detha)			0,027 (0,034)	0,063* (0,026)
Antal observationer	39	39	39	39
Antal grupper	13	13	13	13
Test 1: Hausman	0,917	0,944	0,380	0,494
Test 2: $u_i = 0$	0,000	0,000	0,000	0,000
R ² (overall)	0,945	0,929	0,944	0,932

Kommentarer: se tabell B4

Tabell B8 Resultat från modell 2. Koncentrationen i parti- och detaljhandeln

<i>Specifikation</i>	<i>Fixed Effect</i>	<i>Random Effect</i>	<i>Random Effect</i>	<i>Random Effect</i>
<i>Beroende/Förklarande variabler</i>	pris	pris	pris	pris
konstant	-21 (82)	-29 (21)	15 (28)	-16 (23)
beftät	-0,14 (0,42)	-0,019 (0,012)	-0,035* (0,014)	-0,027# (0,015)
bnpcap	0,61 (0,95)		0,71# (0,39)	
skatt	0,68 (0,72)	0,85* (0,21)	0,413 (0,313)	0,80* (0,24)
arbkost	0,367* (0,094)	0,368* (0,058)	0,357* (0,060)	0,366* (0,062)
konsutv	46# (24)	50* (12)	26# (16)	44* (13)
vxlk_utv	-5,9 (5,2)	-4,3 (4,4)	-7,4 (4,7)	-5,2 (4,5)
partha	87* (39)	56* (14)		
detha			30 (21)	57* (19)
Antal observationer	39	39	39	39
Antal grupper	13	13	13	13
Test 1: Hausman	-	0,515	0,261	0,173
Test 2: $u_i = 0$	0,000	0,000	0,000	0,000
R ² (overall)	0,698	0,919	0,919	0,914

Kommentarer: se tabell B4

Tabell B9 Resultat från modell 2. Koncentrationen i parti- och detaljhandeln. Alternativ beroende prisvariabel (pris_alt). Logaritmerade variabler

<i>Specifikation</i>	<i>Fixed Effect</i>	<i>Random Effect</i>	<i>Fixed Effect</i>	<i>Fixed Effect</i>
<i>Beroende/Förklarande variabler</i>	ln(pris)	ln(pris)	ln(pris)	ln(pris)
konstant	4,5 (2,8)	2,34* (0,42)	6,5* (2,2)	6,7* (2,2)
ln(beftät)	-0,46 (0,52)	-0,050* (0,018)	-0,70# (0,38)	-0,66# (0,38)
ln(bnpcap)	0,10 (0,10)		0,096 (0,081)	
ln(skatt)	-0,26 (0,21)	-0,068 (0,099)	-0,44* (0,16)	-0,45* (0,16)
ln(arbkost)	0,683* (0,055)	0,638* (0,042)	0,696* (0,041)	0,681* (0,039)
ln(konsutv)	-0,01 (0,13)	0,02 (0,11)	0,02 (0,10)	0,085 (0,090)
ln(vxlk_utv)	-0,123* (0,034)	-0,134* (0,034)	-0,110* (0,026)	-0,111* (0,026)
ln(partha)	0,013 (0,042)	-0,008 (0,029)		
ln(detha)			0,152* (0,042)	0,153* (0,043)
Antal observationer	39	39	39	39
Antal grupper	13	13	13	13
Test 1: Hausman	-	0,847	-	-
Test 2: $u_i = 0$	0,000	0,000	0,000	0,000
R ² (overall)	0,340	0,889	0,270	0,248

Kommentarer: se tabell B4

Tabell B10 Resultat från modell 2. Koncentrationen i producentledet. Logaritmerade variabler

<i>Specifikation</i>	<i>GLS</i>	<i>GLS</i>
<i>Beroende/Förklarande variabler</i>	<i>ln(pris)</i>	<i>ln(pris)</i>
konstant	1,98* (0,33)	1,64* (0,25)
ln(beftät)	-0,0009 (0,0096)	0,0030 (0,0094)
ln(bnpcap)	0,093 (0,058)	
ln(skatt)	0,40* (0,10)	0,497* (0,082)
ln(arbkost)	0,172* (0,060)	0,226* (0,049)
ln(konsutv)	0,20 (0,19)	0,32# (0,17)
ln(vx1k_utv)	-0,012 (0,067)	-0,024 (0,066)
ln(konc)	-0,009 (0,011)	-0,010 (0,011)
ln(impond)	-0,0027 (0,0042)	-0,0020 (0,0042)
Antal observationer	405	405
Antal grupper	13	13
Log likelihood	225,9	224,7

Kommentarer:

Standardavvikelse anges inom parentes under parameterestimatet.

* anger att parametern är signifikant skild från noll på 5 %-nivån

anger att parametern är signifikant skild från noll på 5 %-nivån

Tabell B11 Resultat från modell 2. Koncentrationen i producentledet

<i>Specifikation</i>	<i>GLS</i>	<i>GLS</i>
<i>Beroende/Förklarande variabler</i>	pris_alt	pris
konstant	5 (26)	-17 (25)
beftät	-0,0195# (0,0083)	-0,0137# (0,0081)
bnpcap	0,619* (0,23)	
skatt	0,56* (0,22)	0,91* (0,18)
arbkost	0,246* (0,073)	0,326* (0,067)
konsutv	34# (19)	49* (18)
vxlk_utv	1,7 (6,5)	-1,2 (6,4)
konc	-3,9 (2,8)	-4,2 (2,8)
impand	-6,3# (3,6)	-4,8 (3,6)
Antal observationer	405	405
Antal grupper	13	13
Log likelihood	-1.633,7	-1.636,9

Kommentarer: se tabell B9