

**EMPIRISK ANALYS AV DEN
SVENSKA
VARUIMPORTEFTERFRÅGAN**

av

Carl Barnekow



NATIONALEKONOMISKA INSTITUTIONEN
VID LUNDS UNIVERSITET

MAGISTERUPPSATS VT-2004

Handledare

Klas Fregert
Martin W Johansson

Innehållsförteckning

1	Inledning	1
2.	Teori och empiriska resultat	3
2.1	Importfunktioner	3
2.1.1	Handelsteorier	3
2.1.2	Den konventionella importfunktionen	3
2.1.3	Importviktad efterfrågan	5
2.1.4	Import ökar över tiden	7
2.2	Resultat från tidigare studier	8
3.	Metod, modeller och data	11
3.1	Den ekonometriska modellen	11
3.1.1	Stationäritet	11
3.1.2	Integration	12
3.1.3	Kointegration	13
3.1.4	Sambandet mellan integration och kointegration	13
3.1.5	Felkorrigeringsmodeller	15
3.2	Skattning av modellerna	16
3.3	Residualanalys	17
3.4	Prognoser	18
3.5	Modeller	18
3.6	Data	21
4.	Empiriska resultat	23
4.1	Enhetsrottest	23
4.2	Kointegrationsanalys	24
4.3	Skattningsresultat	26
4.3.1	Det kortsiktiga sambandet	27
4.3.2	Det långsiktiga sambandet	28
4.3.3	Skattat och faktiskt utfall	29
4.3.4	Residualanalys	31
4.4	Prognoser	32
5	Slutsatser	36
	Appendix	38
	Referenser	43

1 Inledning

Alla delar av svensk ekonomi innehåller importerade varor; vi importerar konsumtionsvaror och investeringsvaror, men även svensk export består av importerade varor. Importen av varor motsvarade 30 procent av Sveriges BNP 2003, att jämföra med drygt 20 procent vid början av sjuttioalet. I genomsnitt har importvolymen ökat med drygt 4 procent per år mellan 1970 och 2003. Varuimport delas upp på bearbetade varor och råvaror. Drygt 80 procent av den totala importen består av bearbetade varor. Denna studie kommer att behandla den svenska varuimportefterfrågan på bearbetade varor.

Studier om importefterfrågan är ett av de mest behandlade områdena inom internationell ekonomi (Santos-Paulino, 2002). Ett av de främsta skälen till att studier om importefterfrågan har blivit så efterfrågade är att de ligger till grund för en rad makroekonomiska frågor. Att specificera importefterfrågan är av intresse bland annat vid prognoser av import, planering för internationell handel och som underlag vid politiska beslut. Vidare är det viktigt att specificera importen för att kunna fastställa den aggregerade efterfrågan som riktas mot ett lands produktion av varor och tjänster. Denna efterfrågan beräknas genom att subtrahera import från den totala efterfrågan.

Importförändringar förklaras vanligtvis av variablerna relativpriser, vilket är en kvot mellan importpriser och hemmamarknadspriser, och bruttonationalprodukt (Senhadji, 1998). Svenska myndigheter, däribland Konjunkturinstitutet, Finansdepartementet med fler, använder relativpriser samt ett aggregerat mått på importefterfrågan för att förklara importförändringar. Den aggregerade importefterfrågan beräknas genom att vikta importinnehållet hos olika efterfrågekomponenter, vilket resulterar i en importviktad efterfrågan. Svagheten med denna modell är att importinnehållet i efterfrågekomponenterna förändras över tiden och att vikterna därmed måste beräknas med jämna mellanrum. De vikter som idag används för att beräkna den importviktade efterfrågan stämmer inte överens med den faktiska importen. Beräkning av vikterna grundar sig på en input-output-matris från 1991, vilken i sin tur är en bearbetning av 1985 års IO-matris (Jakobsson, 2002a). Importinnehållet i efterfrågekomponenterna är idag högre än för tio till tjugo år sedan på grund av den ökade handeln och specialiseringen i produktionen. Därmed underskattar den importviktade efterfrågan faktiskt import. Det finns således ett behov av att korrigera vikterna som används vid beräkning av den importviktade efterfrågan.

Denna studie syftar till är att skapa nya vikter, som bättre stämmer överens med det faktiska importinnehållet, för beräkning av den importviktade efterfrågan.

Korrigerig av vikterna sker med utgångspunkt från Konjunkturinstitutets (KI) definition av den importviktade efterfrågan. Genom korrigerig av den importviktade efterfrågan är förhoppningen att uppnå en importmodell som har bättre förklarings- och prognosförmåga än Konjunkturinstitutets nuvarande modell.

Studien använder sig av ett jämförelseperspektiv där tre olika modeller jämförs. En av modellerna grundar sig på den konventionella importmodellen där importförändringar förklaras av relativpriser och bruttonationalprodukt. De andra två modellerna utgår från Konjunkturinstitutets importmodell där importförändringar förklaras med variablerna relativpriser, importviktad efterfrågan samt en trendvariabel som korrigerar för att den importviktade efterfrågan inte överensstämmer med faktisk import. Det som skiljer de två senare modellerna åt är att den ena modellen använder sig av KI:s befintliga vikter medan den andra modellen använder sig av korrigerade vikter vid beräkning av den importviktade efterfrågan. I modellen med korrigerade vikter exkluderas trendvariabeln i modellen eftersom den importviktade efterfrågan nu antas överensstämma med faktisk import.

Uppsatsens upplägg är som följer: Kapitel 2 redogör för teorin bakom importfunktioner samt presenterar empiriska resultat från tidigare studier. Kapitel 3 redogör för den ekonometriska metod som används i denna studie för att skapa importmodeller. Kapitel 3 presenterar även de modeller som testas och de data som används i studien. Kapitel 4 presenterar och analyserar empiriska resultat från denna studie. Kapitel 5 sammanfattar de viktigaste resultaten och ger förslag till vidare forskning.

2. Teori och empiriska resultat

2.1 Importfunktioner

2.1.1 Handelsteorier

Utformandet av importfunktioner grundar sig på handelsteorier (Hong, 1999). I stora drag finns följande tre handelsteoretiska ramverk: den neoklassiska handelsteorin, den keynesianska modellen och den nya handelsteorin. De olika teorierna lägger olika stor vikt vid variablerna inkomst och relativprisers inverkan på handelsvolymen.

Den neoklassiska handelsteorin om komparativa fördelar fokuserar på hur handelsvolymen påverkas av förändring i relativpriser, vilka i sin tur är en effekt av skillnaden i faktorproduktivitet mellan länder. I den Keynesianska modellen förklaras förändringar i handelsvolymen av att sysselsättningsgraden varierar.

I motsats till den neoklassiska handelsteorin anser den keynesianska modellen att relativpriser är konstanta. Till följd därav ligger fokus på hur inkomstförändringar påverkar handelsvolymen. Den nya handelsteorin fokuserar på handeln mellan och inom företag. Enligt teorin leder en mer öppen internationell handel till större marknadsandelar, minskade kostnader, större utbud och mer handel. Drivkraften bakom en ökad handel är alltså en vilja hos företag att vinna stordriftsfördelar och på så sätt få ökade inkomster. Den nya handelsteorin belyser därav ett alternativt förhållande mellan inkomst och handelsvolym där ökade inkomster är en konsekvens av ökad handel och inte vice versa (Hong, 1999).

2.1.2 Den konventionella importfunktionen

I merparten av studier som behandlar importefterfrågan är import en funktion av relativpriser och inkomst (Senhadji, 1998). Effekten av andra faktorer som exempelvis marknadsstrukturen, växelkurser, handelshinder, faktorproduktivitet med mera verkar genom dessa variabler (Hong, 1999). Den konventionella importfunktionen kan skrivas som följande ekvation:

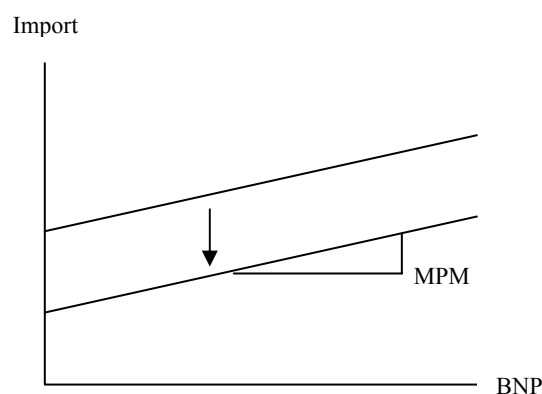
$$\text{Im}_t = f(Y_t, RP_t) \quad [2.1]$$

där Im_t är real importefterfrågan, Y_t är real inkomst och RP_t är relativpriser. Inkomst och relativpriser påverkar importen genom följande samband;

Inkomst. När inkomsten stiger ökar efterfrågan på varor och därmed även efterfrågan på importvaror, vilka ingår i samtliga varugrupper. När inkomsten sjunker minskar efterfrågan på importvaror. Således förväntas variabeln inkomst anta positivt tecken. I regel används bruttonationalprodukten som förklarande variabel för att spegla ett lands inkomst.

Relativpriser. När priset på utländska varor sjunker i förhållande till priset på inhemska varor blir importvaror relativt sett billigare och efterfrågan på importerade varor ökar. När priset på inhemska varor sjunker i förhållande till priset på utländska varor minskar efterfrågan på importvaror. I regel används en kvot mellan importpriser och hemmamarknadspriser som förklarande variabel för att spegla relativpriserna. Vid denna definition förväntas variabeln relativpriser anta negativt tecken.

Sambandet mellan hur importen påverkas av variablerna inkomst och relativpriser kan illustreras med diagrammet nedan där importefterfrågan är en funktion av BNP.



Hur känslig importefterfrågan är för förändringar i BNP mäts med den marginala importbenägenheten (Marginal propensity to import, MPM). Om BNP ökar med en krona, ökar importen med MPM kronor. När relativpriser ökar, det vill säga när kvoten mellan importpriser och hemmamarknadspriser ökar, skiftar importfunktionen neråt, vilket medför minskad import.

Malley och Moutos (2002) argumenterar mot den traditionella importefterfrågeteorin och hävdar att en ökad inkomst i vissa fall leder till att importen minskar. De grundar sitt resonemang på Burenstam Linders (1961) antagande om att ett hushålls inkomst bestämmer vilken typ av vara som efterfrågas. Då inkomsten är hög efterfrågas högteknologiska och mer kvalitativa varor. Hur inkomstförändringar påverkar importefterfrågan beror således på vilken typ av varor som landet producerar. I ett land som producerar högteknologiska varor

leder en ökad inkomst till ökad efterfrågan på inhemska varor medan i ett land som inte producerar högteknologiska varor leder en ökad inkomst till en ökad efterfrågan på importvaror.

Efter en studie av Murray och Gimman (1976) har det blivit allt vanligare att i stället för att använda kvoten av importpriser och hemmamarknadspriser som en förklarande variabel, skatta de båda variablerna för sig (Sawyer och Sprinkle, 1996). Importfunktionen får då följande utseende:

$$\text{Im}_t = f(Y_t, IP_t, HP_t) \quad [2.2]$$

där IP_t är importpriser och förväntas ha negativt tecken och HP_t är hemmamarknadspriser och förväntas ha positivt tecken. Både importpriser och hemmamarknadspriser är uttryckt i inhemsk valuta. Fördelen med att använda sig av ekvation [2.2] istället för ekvation [2.1] är att skattningen visar effekter på importen vid en förändring i hemmamarknadspriser och importpriser separat.

Detta är till fördel vid studier av exempelvis borttagande av handelshinder och dess inverkan på importen, eftersom huvudsakligen importpriser påverkas av en sådan åtgärd. Nackdelen med importfunktion [2.2] är att det ofta råder multikollinearitet mellan variablerna importpriser och hemmamarknadspriser; det vill säga variablerna är sinsemellan högt korrelerade (Sawyer och Sprinkle, 1996). Multikollinearitetsproblemet undviks i ekvation [2.1] genom att variablerna importpriser och hemmamarknadspriser skattas som en variabel. För att kunna skatta prisvariablerna som en kvot krävs att variablerna är homogena av graden ett, det vill säga konsumenter reagerar på samma sätt vid en förändring av importpriser och hemmamarknadspriser.

Förutom inkomst och relativpriser använder vissa studier sig även av växelkursen som en förklarande variabel till importförändringar (se till exempel Kenen och Rodrik 1986, och Arize 1996). Denna specifikation kan skrivas:

$$\text{Im}_t = f(Y_t, IP_t, HP_t, VK_t) \quad [2.3]$$

där IP_t är importpriser nu uttryckt i utländsk valuta och VK_t är växelkurs och kan anta antingen negativt eller positivt tecken beroende på vilket sätt växelkursen definieras. Fördelen med ekvation [2.3] är att växelkursförändringars inverkan på importen betraktas separat vilket har blivit av allt större intresse.

2.1.3 Importviktad efterfrågan

I de importmodeller som brukas av flertalet svenska myndigheter används ett aggregerat mått på importefterfrågan och relativpriser som förklarande variabler till importförändringar. Denna importfunktion kan skrivas som:

$$Im_t = f(Demv_t, RP_t) \quad [2.4]$$

där $Demv_t$ är importviktad efterfrågan och RP_t är relativpriser.

För att beräkna den importviktade efterfrågan uppskattas importinnehållet i olika delar av den inhemska efterfrågan. Importinnehållet beräknas med hjälp av en så kallad input-output-matris (IO-matris). Den senaste IO-matrisen togs fram 1991, men den är en bearbetning från 1985 års IO-matris (Jakobsson, 2002a). Samtliga komponenter vägs därefter samman med de uträknade vikterna från IO-matrisen. Målet med den importviktade efterfrågan är att den skall stämma överens med faktisk import.

Utifrån IO-matrisen från 1991 har Finansdepartementet och Konjunkturinstitutet skapat vikter för att beräkna den importviktade efterfrågan. Trots att vikterna är skapade utifrån samma matris har de båda myndigheterna kommit fram till olika definitioner av den importviktade efterfrågan. Skälet till detta är att skräddarsy vikterna så att de är anpassade till de prognosvariabler som används av respektive myndighet.

Konjunkturinstitutet definierar den importviktade efterfrågan (demv) som:

$$\begin{aligned} Demv = & 0,34*(\text{privat konsumtion av bearbetade varor}) \\ & +0,16*(\text{offentlig konsumtion av bearbetade varor}) \\ & +0,45*(\text{maskininvesteringar}) \\ & +0,12*(\text{byggnadsinvesteringar}) \\ & +0,28*(\text{export av bearbetade varor}) \\ & +0,34*(\text{lager}) \end{aligned} \quad (\text{Jakobsson, 2001})$$

medan Finansdepartementet definierar den importviktade efterfrågan som:

$$\begin{aligned} Demv = & 0,4 (\text{konsumtion av sällanköpsvaror}) \\ & +0,24 (\text{konsumtion av icke varaktiga varor}) \\ & +0,09248 (\text{kommunal konsumtion}) \\ & +0,09248 (\text{statlig konsumtion}) \\ & +0,575 (\text{maskininvesteringar}) \\ & +0,095 (\text{byggnadsinvesteringar}) \\ & +0,32 (\text{export av bearbetade varor}) \\ & +0,4 (\text{lager}) \end{aligned} \quad (\text{Jakobsson, 2001})$$

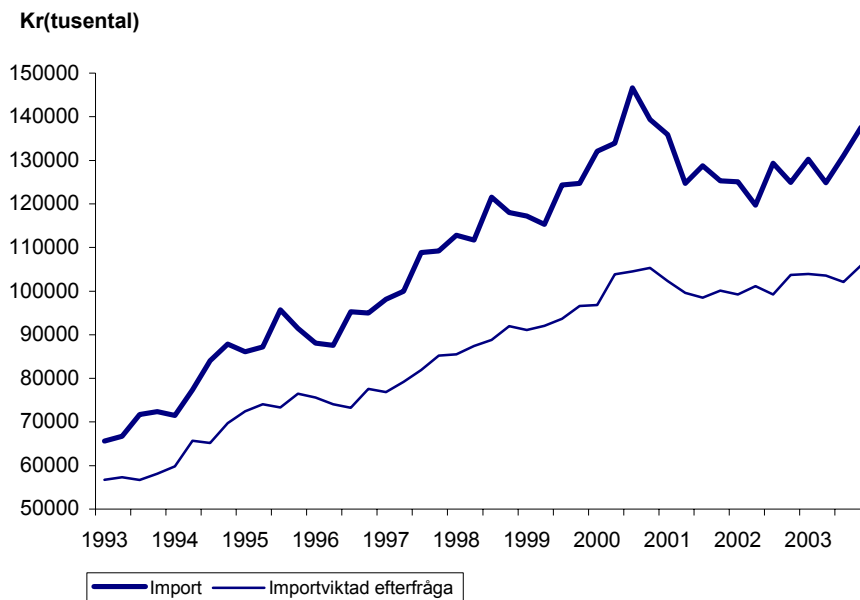
Fördelen med att använda sig av importviktad efterfrågan istället för total BNP som förklarande variabel är att importviktad efterfrågan tar hänsyn till förändringar i BNP:s sammansättning. Antag exempelvis att statlig konsumtion

minskar och maskininvesteringar ökar medan total BNP är konstant. Då importkvoten i maskininvesteringar är högre än importkvoten i statlig konsumtion leder förändringen i BNP sammansättningen till att total import ökar. Den ökade importen förklaras av variabeln importviktad efterfrågan men inte av variabeln BNP eftersom denna är konstant.

2.1.4 Import ökar över tiden

En klar nackdel med ett aggregerat mått på importefterfrågan är att importinnehållet i efterfrågekomponenterna måste beräknas och att de förändras över tiden. Trendmässigt ökar importen beroende på den ökade specialiseringen i produktionen och det ökade handelsutbytet. Då den skattade importefterfrågan är beräknad med fasta vikter från 1991 års IO-matris underskattas importefterfrågan vilket framgår i diagram 1. Diagrammet visar inte import och importviktad efterfrågan från 1991 eftersom klassificeringen av delarna i nationalräkenskaperna ändrades 1993. Det är därför svårt att beräkna den importviktade efterfrågan innan 1993. Enligt Jakobsson (2001) underskattade den importviktade efterfrågan faktisk import redan under 1991, vilket är förvånande då vikterna är beräknade för detta år.

Diagram 1. Import och importviktad efterfrågan (1993-2003)



Källa: Statistiska centralbyrån (SCB)

I syfte att korrigera för att den importviktade efterfrågan trendmässigt ökar mindre än faktiska importen använder sig Finansdepartementet av en tidstrend och Konjunkturinstitutet väljer att själva korrigera efterfrågan. Korrigeringen sker

med hjälp av ett åtta års glidande medelvärde av kvoten mellan faktisk import och importvägd efterfrågan laggad en period (Jakobsson, 2001). Genom att använda trendvariabler förlorar en modell dynamiska egenskaper eftersom modellens skattningar antar en mer linjär karaktär. En modell där en trendvariabel är inkluderad kan endast användas med fördel då den beroende variabeln följer trenden.

2.2 Resultat från tidigare studier

Detta avsnitt kommer att fokusera på studier som behandlar den svenska importefterfrågan. Vad gällande studier som behandlar andra länders importefterfrågan ges en överblick över tidigare resultat av Goldstein och Khan 1985, Knetter 1992, och Hooper och Marques 1995. Sammanfattningsvis kan sägas att flertalet studier som behandlar importefterfrågan använder sig av en importfunktion där förändringar i importvolymen förklaras av variablerna inkomst (BNP) och relativpriser (importpriser/hemmamarknadspriser). Elasticiteten för variabeln inkomst antar i regel ett positivt värde över 1, medan elasticiteten för variabeln relativpriser oftast antar ett negativt värde mellan 0 och -1.

I tabell 1 sammanfattas tidigare studier vilka behandlar den svenska importefterfrågan. I tabellen anges det långsiktiga sambandet mellan de oberoende variablerna och import. Orsaken till att studier oftast väljer att fokusera på det långsiktiga sambandet är att det visat sig svårt att med säkerhet fastställa vad som påverkar import på kort sikt. Teorin om förändringar i importefterfrågan grundar sig på hypoteser och antaganden om långsiktiga samband medan lite är sagt om kortsiktiga samband. Som framgår av tabellen använder vissa studier sig av en importmodell där importen förklaras av BNP och relativpriser medan andra studier använder importviktad efterfrågan och relativpriser som förklarande variabler. Samtliga studier väljer att skatta prisvariabeln som en kvot mellan importpriser och hemmamarknadspriser framför alternativet att skatta prisvariablerna var för sig. Följaktligen antar samtliga studier i tabell 1 att prisvariablerna är homogena.

Tabell 1: Tidigare skattningar av den svenska Pris-, BNP- och Efterfrågeelasticiteten då import är den beroende variabeln

Författare	Pris-elasticitet	BNP-elasticitet	Efterfråge-elasticitet
Kenen & Rodrick (1986)	-0,04	1,36	
Goldstein & Khan (1976)	-0,39	1,33	
Houthakker & Magee (1969)	-0,79	1,42	
Arize (1998)	-0,40	1,89	
OECD	-0,96	1,55	
Finansdepartementet	-0,44		1
Konjunkturinstitutet	–		1
IMF	-0,99		1

– Värde saknas. Elasticiteterna från Finansdepartementet, Konjunkturinstitutet, OECD och IMF studier är hämtade från Jakobsson (2001) och Jakobsson (2002b).

Priselasticiteten varierar kraftigt mellan studierna, från $-0,99$ till $-0,04$ med ett genomsnitt på $-0,57$. Även BNP-elasticiteten varierar mellan studierna, från 1,33 till 1,89 med ett genomsnitt på 1,5. I likhet med andra länder så antar alltså den svenska priselasticiteten ett värde mellan 0 och -1 och den svenska BNP-elasticiteten ett värde större än 1. Efterfrågeelasticiteten är lika med 1 eftersom den inte tillåts vara skild från 1 i någon av studierna.

De stora skillnaderna i elasticiteter mellan studierna medför att en förutsägelse om förändringar i svensk importefterfrågan blir väldigt varierande beroende på vilka värden som används. Skillnaden i elasticiteter mellan studierna kan förklaras av att olika tidsserier har används vid skattningarna av modellerna och att definitionen av modellerna skiljer sig åt.

Att elasticiteter skiljer sig mellan studier som behandlar samma land är ett vanligt förekommande fenomen. Exempelvis varierar inkomstelasticiteten av import för USA mellan 0,73 och 4 i en studie av Goldstein och Khan (1985). Enligt Hong (1999) bör inte inkomstelasticiteten variera. Hong grundar sitt resonemang på följande antagande. Antag att den genomsnittliga inkomstbenägenheten att importera period t är Im_t/Y_t och att det sker en ökning av inkomsten Y_{t+1} , om allt annat är konstant finns ingen anledning att anta att det nya förhållandet mellan import och inkomst skulle vara annorlunda än det tidigare förhållandet. Därmed bör inkomstelasticiteten alltid vara lika med 1. Över tiden ändras inkomst-elasticiteten, men så länge den marginella inkomstbenägenheten att importera inte ändras kommer inkomstelasticiteten att vara 1 på lång sikt.

Om vi förlitar oss på ovanstående teoretiska resonemang varför skiljer sig då inkomstelasticiteten mellan olika studier och varför är inkomstelasticiteten i regel större än 1? Ett argument är att exportländer ständigt ökar sin kapacitet att producera varor. Detta leder till att billigare, bättre och nya varor importeras. Importprisindexet är inte kapabelt att spegla den snabba förändringen vad

gällande importvaror. Däremot överensstämmer hemmaprisindex i större utsträckning med faktiska priser då förändringar vad gällande inhemska varor inte sker lika snabbt. En del av förändringen i importefterfrågan hänförs därmed till inkomsteffekter trots att de orsakas av förändrade importpriser. Till följd av detta tenderar inkomsteffekterna att överskattas medan priseffekterna underskattas. Ett annat argument är att teorin om att inkomstelasticiteten antar värdet 1 enbart är applicerbart då beräkning av importen utgörs av färdiga importprodukter. Då även halvfabrikat inkluderas i beräkning av importen kan elasticiteten överstiga 1. Det som medför att inkomstelasticiteten ska anta värdet 1 är att summan av alla inköp av inhemska och utländska varor i ett land ska vara lika med landets totala inkomst. Denna restriktion håller inte då import räknas som värdet av samtliga importerade varor, både hel och halvfabrikat, medan inkomsten (BNP) räknas som produktionsvärdet som uppkommer i landet, vilket därmed exkluderar värdet av importerade halvfabrikat (Hong, 1999).

Enligt teorin ska inte heller efterfrågeelasticiteten skilja sig från 1 eftersom den importviktade efterfrågan ska motsvara faktisk import. Vad den faktiska efterfrågeelasticiteten är framgår inte i någon av de studier som tas upp i tabell 1 eftersom efterfrågeelasticiteten inte tillåts avvika från 1. Då den importviktade efterfrågan underskattar faktisk svensk import talar mycket för att den faktiska efterfrågeelasticiteten i studierna antar ett värde mindre än 1.

Givet att inkomstelasticiteten och efterfrågeelasticiteten bör anta värdet 1 är det av större intresse att studera priselasticiteten, vilken enligt teorin tillåts att variera. Ett flertal faktorer påverkar importefterfrågan genom deras effekter på relativpriser. Den ökade svenska importen kan därmed ses som ett resultat av förändring hos prisrelaterade faktorer som minskade tullavgifter, borttagandet av tullbarriärer, minskade kostnader för långväga handel och kommunikation med mera och inte som en effekt av inkomstfaktorer. Som tidigare nämnts är det dock svårt att skatta en korrekt priselasticitet då importprisindexet inte speglar de faktiska förändringarna i importpriserna.

3. Metod, modeller och data

3.1 Den ekonometriska modellen

Det generella tillvägagångssättet vid skapandet av importmodeller och det förfarande som även är valt i denna studie är att använda sig av felkorrigeringsmodeller (error correction models). En felkorrigeringsmodell härstammar från ett strukturellt ekonomiskt samband och ett långsiktstvillkor. Det strukturella sambandet manipuleras algebraiskt för att kunna formuleras som en kortsiktig del samt en del som uttrycker avvikelser från långsiktig jämvikt (felkorrigeringstermen). Vid en skattning tas således hänsyn till både de kortsiktiga och de långsiktiga jämviktstvillkoren. Det klara frångående mellan kort- och långsikt i en felkorrigeringsmodell gör att modellen är mycket användbar (Thomas, 1993). Ett villkor för att felkorrigeringsmodeller ska kunna användas är att det råder ett långsiktigt samband mellan variablerna i modellen. Felkorrigeringsmodeller bygger således på att variablerna i modellen samvarierar (är kointegrerade). Sargan (1964) var den förste att använda sig av felkorrigeringsmodeller inom ekonometrin. De senaste decennierna har felkorrigeringsmodeller blivit en allt mer användbar metod vid skattning av importefterfrågan (se till exempel Clarida 1994, Masih och Masih 2000, Jakobsson 2002b och Tang 2003). En av orsakerna till att felkorrigeringsmodeller har fått en så stor genomslagskraft är att de ger en lösning till problemet med så kallad "spurious correlation".

Då en spurious correlation förekommer indikerar determinationskoefficienten, R^2 , ett starkt samband mellan den beroende och de oberoende variablerna i regressionen trots att ett sådant samband inte existerar (Charemza och Deadman, 1997). Problem med spurious correlation är vanliga vid tidsserieanalys. Detta grundar sig i att makroekonomiska variabler innehåller så kallade stokastiska trender. Två variabler vars tidstrender rör sig åt samma eller olika håll kan i en regression visa på ett starkt samband trots att variablerna inte påverkar varandra.

3.1.1 Stationaritet

Ett första steg för att undvika spurious correlation är att testa om variablerna som tänkts användas i modellen har en trend eller om de är stationära. En tidsserie antas vara stationär om väntevärdet och variansen är konstant över tiden och om kovariansen mellan två värden i serien är en funktion endast av hur långt ifrån varandra de är i tiden, inte när i tidsserien de observerats (Hill *et al.*, 2001). Det vill säga:

- $E(y_t) = \mu$ (väntevärdet är konstant över tiden)
- $\text{var}(y_t) = \sigma^2$ (variansen är konstant över tiden)
- $\text{cov}(y_t, y_{t+s}) = \text{cov}(y_t, y_{t-s}) = \gamma_s$ (kovariansen beror på s och inte på t)

Om samtliga antaganden ovan uppfylls antas serien vara stationär. Det generella tillvägagångssättet för att testa om en serie är stationär är att använda så kallade enhetsrottest. De mest använda enhetsrottesten är Augmented Dickey-Fuller (ADF) och Phillips-Perron (PP). Nollhypotesen i dessa test är att serien innehåller en enhetsrot. Då så är fallet följer serien en så kallad "random walk" och är därmed icke-stationär. (En beskrivning av ADF och PP testerna ges i Appendix, test 1 och 2).

Det finns inget entydigt svar på vilket av ADF eller PP testet som bör väljas, eftersom båda testerna har sina för- och nackdelar. ADF testet tenderar att inte förkasta nollhypotesen om en enhetsrot trots att serien är stationär medan PP testet har visat sig vara olämplig vid små urval (Campbell och Perron 1991, DeJong *et al.*, 1992). Studier som behandlar importefterfrågan är uppdelade i två läger utifrån vilket av testerna som föredras. Exempelvis använder sig Rijal *et al.* (2000), Hamori och Matsubayashi (2000) och Clarida (1994) av ADF testet medan Tang (2003), Arize *et al.* (2000) föredrar PP testet. Givet testens för- och nackdelar kommer denna studie att använda både ADF och PP testet vid test om en enhetsrot i serierna.

3.1.2 Integration

En icke-stationär serie kan göras stationär genom att differentiera serien. Förstadifferensen uttrycks som:

$$\Delta y_t = y_t - y_{t-1} = \varepsilon_t$$

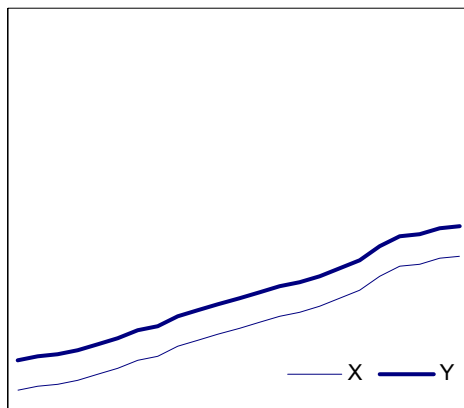
där Δy_t är förstadifferensen för tidpunkt t , y_t är värdet för originalserien vid tidpunkt t och y_{t-1} är värdet för originalserien vid tidpunkt $t-1$. Antalet differentieringar som krävs för att serien skall bli stationär är seriens integrationsordning. En icke-stationär serie vilken kan göras stationär genom att differensieras d gånger sägs vara integrerad av integrationsordningen $I(d)$. Den konventionella metoden vid skattning av importefterfrågan var tidigare att differentiera alla icke-stationära serier som användes i regressionen i syfte att undvika spurious correlation (Enders, 1995). Trots att serier kan göras stationära genom differentiering så är detta inte en optimal lösning då användning av differentierade serier leder till att långsiktssambandet i modellen går förlorad (Charemza och

Deadman, 1997). En lösning på dilemmat presenterades i Engle och Grangers (1987) studie om kointegration, vilken gjorde det möjligt att inkludera variabler i nivå i modeller trots att de inte är stationära.

3.1.3 Kointegration

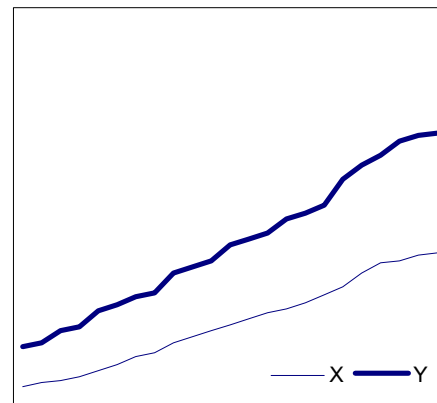
Serier som inte är stationära kan kombineras ihop, genom en linjär kombination, till en serie vilken i sig själv är stationär (Engle och Granger, 1987). Serier vilka genom sin linjära kombination är stationära kallas kointegrerade eller samvarierande serier. Då det råder ett kointegrerat samband mellan icke-stationära variabler kan dessa användas i nivå i modellen och ett långsiktigt samband mellan variablerna kan skattas. Begreppet kointegration kan illustreras med diagrammen 2 och 3.

Diagram 2. Serier där den linjära kombinationen $y_t - x_t$ är stationär



TID

Diagram 3. Serier där den linjära kombinationen $y_t - x_t$ inte är stationär



TID

I diagram 2 följer serierna X och Y varandra över tiden vilket medför att den linjära kombinationen mellan serierna $(y_t - x_t)$ är stationär; variablerna är kointegrerade. I diagram 3 glider serierna X och Y ifrån varandra över tiden vilket medför att den linjära kombinationen mellan serierna $(y_t - x_t)$ inte är stationär; variablerna är inte kointegrerade.

3.1.4 Sambandet mellan integration och kointegration

Det har visat sig att det finns ett samband mellan integration och kointegration. Charemza och Deadman (1997) beskriver sambandet enligt följande:

- Om $y_t \sim I(1)$ och $x_t \sim I(0)$, då är feltermen $\varepsilon_t \sim I(1)$ och variablerna x_t, y_t är inte kointegrerade
- Om $y_t \sim I(1)$ och $x_t \sim I(1)$, då är feltermen $\varepsilon_t \sim I(0)$ och variablerna x_t, y_t är kointegrerade
- Om $y_t \sim I(0)$ och $x_t \sim I(0)$, då är feltermen $\varepsilon_t \sim I(0)$. Utredning om kointegrerade variabler har mist sin betydelse eftersom båda variablerna är stationära.
- Om $y_t \sim I(0)$ och $x_t \sim I(1)$, då är feltermen $\varepsilon_t \sim I(1)$ och variablerna x_t, y_t är inte kointegrerade

Alltså, för att ett kointegrerat samband ska finnas mellan variabler krävs det att variablerna har samma integrationsordning, $I(d)$. Endast då kan "feltermen", $\varepsilon_t = y_t - x_t$, vara stationär, $I(0)$. Samma slutsats gäller då fler än två variabler är involverade i det långsiktiga sambandet. Bestämning av variablernas integrationsordning är därmed av väsentlig betydelse för att klargöra om eventuellt kointegrationssamband mellan variabler föreligger.

Förutom att studera variablernas integrationsordning kan olika tester utföras för att säkerställa ett kointegrationssamband. Huvudsakligen användes två olika typer av test; Engle-Granger- (EG) testet och Johansen-Juselius- (JJ) testet. EG-testet syftar till att testa om feltermen, ε_t , från en kointegrationsekvation är stationär och därigenom bestämma om ett kointegrationssamband föreligger (Engle och Granger, 1987). JJ-testet använder en vektor autoregressiv (VAR) modell och testar kointegrationssambandet mellan samtliga variabler i kointegrationsekvationen (Johansen, 1988, 1991 och Johansen och Juselius, 1990).

Det råder delade meningar om vilken av EG- eller JJ-testet som är bäst lämpade för att testa kointegration mellan variabler. På senare tid har JJ-testet blivit det mest använda på grund av att EG-testet visat sig vara bristfälligt på flera punkter (Dutta och Ahmed, 1999, Rijal *et al.*, 2000, Masih och Masih, 2000).

Kritiken som riktats mot EG-testet bygger främst på följande resonemang:

- EG-testet består av två steg. I första steget skattas långsiktssambandet mellan variablerna och residualerna, (ε_t) , från denna regression sparas. I andra steget används residualserien från den första regressionen till att skatta följande regression $\hat{\Delta\varepsilon}_t = \alpha_1 \hat{\varepsilon}_{t-1} + v_t$. Nackdelen med denna metod är att koefficienten α_1 skattas av en regression vilken använder residualer

från en annan regression. Därav följer att de fel som skapats i steg 1 följer med till steg 2.

- EG-testet testar enbart kointegrationssambandet hos en linjär kombination medan Johnsens test fastställer kointegrationssambandet hos samtliga möjliga linjära kombinationer.
- JJ-testet har visat sig vara mer robust vid test med fler än två variabler

På grund av de brister EG-testet visat kommer denna studie använda JJ-testet för att testa om variablerna i modellerna är kointegrerade. (Se Appendix, test 3, för en mer detaljerad beskrivning över hur JJ-testet utförs).

3.1.5 Felkorrigeringsmodeller

Då ett kointegrerat samband mellan variabler är säkerställt kan modellen formuleras som en felkorrigeringsmodell. För att illustrera uppbyggnaden av en felkorrigeringsmodell kan vi utgå från långsiktssambandet $y_t = c_1 x_t$ mellan variablerna x_t och y_t där den linjära kombinationen mellan variablerna $(y_t - c_1 x_t)$ är stationär. Felkorrigeringsmodellen får då följande form:

$$\Delta y_t = \alpha_1 (y_{t-1} - c_1 x_{t-1}) + \varepsilon_t \quad [3.1]$$

Där α_1 är koefficienten för felkorrigerings termen, c_1 är en koefficient för variabeln x_{t-1} och ε_t är en felterm. I denna enkla modell är felkorrigerings termen den enda förklarande variabeln på höger sidan. I långsiktig jämvikt är denna term noll. Om y_t avviker från långsiktjämvikten förra perioden så är felkorrigerings termen skild ifrån noll och varje variabel justerar för att uppnå jämviktsrelationen. Koefficienten α_1 anger justeringstakten mot den långsiktiga jämvikten. Modellen kan utökas med differentierade variabler på högersidan som förklarar det kortsiktiga sambandet mellan variablerna. Vid inkludering av förstadifferensen av variablerna x_t och y_t får vi följande modell:

$$\Delta y_t = \alpha_1 (y_{t-1} - c_1 x_{t-1}) + \alpha_2 \Delta y_{t-1} + \alpha_3 \Delta x_{t-1} + \varepsilon_t \quad [3.2]$$

Det finns två sätt att skatta en felkorrigeringsmodell. En metod är utarbetad av Engle och Granger (1987) och kallas för tvåstegsmetoden. I första steget sparas residualerna från skattningen av långsiktssambandet $y_t = c_1 x_t$, vilka även används i Engle-Granger test för kointegration (se föregående avsnitt). Residualerna kan sedan användas i regressionsekvationen som felkorrigerings term eftersom $\varepsilon_t = y_t - c_1 x_t$. Regressionsekvationen får då följande form och kan skattas med minsta kvadrat metoden:

$$\Delta y_t = \alpha_1 EC_{t-1} + \alpha_2 \Delta y_{t-1} + \alpha_3 \Delta x_{t-1} + \varepsilon_t \quad [3.3]$$

där EC_{t-1} = felkorrigerings termen laggad en period.

Ett alternativ till Engle och Grangers tvåstegsmetod är att skatta både de kort- och långsiktiga parametrarna tillsammans. Denna metod har utvecklats av Wickens och Breusch (1988). Ekvation [3.2] skrivs om till följande regressionsekvation, vilken kan skattas med minsta kvadrat metoden.

$$\Delta y_t = \alpha_1 y_{t-1} - \hat{\alpha}_1 x_{t-1} + \alpha_2 \Delta y_{t-1} + \alpha_3 \Delta x_{t-1} + \varepsilon_t \quad [3.4]$$

där $\hat{\alpha}_1 = \alpha_1 * c_2$. På lång sikt sätts ekvationen till noll eftersom kortsiktsambandet då antas vara noll. Vi får då följande ekvation:

$$0 = \alpha_1 y_{t-1} - \hat{\alpha}_1 x_{t-1} + \varepsilon_t \quad [3.5]$$

Ur ovanstående ekvation löses y_{t-1} ut, vilket ger följande långsiktssamband:

$$y_{t-1} = c_1 x_{t-1} + \varepsilon_t \quad [3.6]$$

Det har visat sig att värdena hos koefficienterna för kortsiktsparametrarna är identiska mellan de två metoderna medan detta inte är fallet för långsiktssparametrarna (Thomas, 1993). Empiriska resultat har visat att så kallat "small sample bias" är mindre då både de kort- och långsiktiga parametrarna skattas tillsammans varför denna studie kommer använda detta tillvägagångssätt. De felkorrigeringsmodeller som används i denna studie är mer avancerade än modellen som illustrerats i detta avsnitt men principen är den samma.

3.2 Skattning av modellerna

Samtliga importefterfrågeekvationerna skattas med hjälp av den så kallade minsta kvadrat metoden. Minsta kvadrat metoden är ansedd att vara den enklast möjliga och tillräckligt rättvisande modellen för att skatta variabler som import (Turner, 1999). I processen att välja ut de variabler som ska ingå i de slutliga modellerna används stegvis borttagning. Stegvis borttagning innebär att efter varje regression tas den variabel med lägst absolut t-kvot bort ur regressionsekvationen och modellen skattas om på nytt tills alla variabler är statistiskt signifikanta.

3.3 Residualanalys

Då modellerna är skattade undersöks om det råder heteroskedasticitet eller autokorrelation i skattningarnas residualer. Om så är fallet kan det få följande konsekvenser för skattningsresultaten:

- Minsta kvadrat metoden är inte längre den optimala metoden för skattning.
- Standardfelen som skapas med minsta kvadrat metoden är inte korrekta. Detta kan få till följd att resultaten blir svårtolkade och att parametrar som ej borde inkluderas gör det och vice versa.

(Enders, 1995)

Nedan följer en kort förklaring av begreppen heteroskedasticitet och autokorrelation.

Heteroskedasticitet sägs gälla då antagandet om konstant residualvarians bryts, det vill säga då $\text{var}(e_t) \neq \sigma^2$, vilket uppstår då residualvariansen är olika under två delar av ett regressionsmaterial. Detta kan exempelvis vara fallet om ett spridningsdiagram uppvisar en större spridning av observationer runt regressionslinjen i början än i slutet av en tidsserie. Då residualvariansen är densamma för hela datamaterialet råder homoskedasticitet.

Autokorrelation sägs gälla då antagandet om ingen korrelation mellan residualerna bryts, det vill säga $\text{cov}(e_t, e_s) \neq 0$, vilket sker då residualerna korrelerar med varandra. En autokorrelerad residualserie kan beskrivas som en funktion av tidigare residualer. Vid en given tidpunkt omfattar en autoregressiv residual inte enbart effekten av en chock den givna tidpunkten utan även effekter av tidigare chocker.

För att testa om residualerna är autokorrelerade används Ljung-Box Q-test där nollhypotesen är att ingen autokorrelation förekommer. För att testa om variansen för residualerna är konstanta (homoskedastisk) görs ett ARCH LM-test där nollhypotesen är att inga ARCH effekter existerar. Slutligen testas även stabiliteten med hjälp av ett Chow Forecast-test där nollhypotesen är att parametrarna är stabila över tiden. (För en närmare beskrivning av testen se Appendix, test 4, 5 och 6).

3.4 Prognoser

Då modellerna är framtagna testas deras prognosförmåga. I prognosanalysen testas de dynamiska felkorrigeringsmodellerna samt långsiktssambandet i varje modell. Modellernas prognosförmåga jämförs med följande mått:

- Root Mean Squared Error (RMSE)

$$\text{RMSE} = \sqrt{\frac{1}{T} * \sum_{t=1}^T (\text{Im}_t - \hat{\text{Im}}_t)^2}$$

- Mean Absolute Error (MAE)

$$\text{MAE} = \frac{1}{T} * \sum_{t=1}^T \left| \text{Im}_t - \hat{\text{Im}}_t \right|$$

där Im_t är importen vid tidpunkt t , $\hat{\text{Im}}_t$ är det prognostiserade värdet för import vid tidpunkt t och T är antalet observationer.

Ju bättre modellens prognosförmåga är desto mindre värde antar RMSE och MAE. Slutligen används även Diebold-Mariano-testet för att avgöra om det är någon statistisk signifikant skillnad mellan modellernas prognosförmåga (Diebold och Mariano, 1995). (Se appendix, test 7, för närmare beskrivning av Diebold-Mariano-testet).

3.5 Modeller

Som tidigare nämnts är syftet med denna studie att skapa en modell vilken har bättre förklarings- och prognosförmåga än Konjunkturinstitutets nuvarande modell. Ett tillvägagångssätt skulle kunna vara att skapa en modell vilken inkluderar fler oberoende variabler. Exempelvis skulle vi kunna inkludera växelkurs som en förklarande variabel eller skatta varje efterfrågekomponent var för sig. Nackdelen med att inkludera fler variabler är att risken för multikollinearitet ökar, det vill säga variabler i modellen påverkar varandra. Det är svårt att urskilja ett samband mellan de oberoende variablerna och import då variabler påverkar varandra inbördes. I syfte att undvika multikollinearitetsproblem använder Konjunkturinstitutet sig av ett samlat mått på importefterfrågan istället för att skatta separata efterfrågekomponenter. En annan fördel med att använda ett

samlat mått på importefterfrågan är att skattningsresultatet blir lättare att tolka då importefterfrågan förklaras med färre variabler. Till följd av ovanstående resonemang har denna studie valt att utgå från Konjunkturinstitutets nuvarande modell och korrigera för modellens brister.

Svagheten med Konjunkturinstitutets modell är att vikterna som används vid beräkning av den importviktade efterfrågan är missvisande. För att förbättra modellen krävs därmed nya vikter vilka stämmer bättre överens med det faktiska importinnehållet.

De nya vikterna som skapats i denna studie grundar sig på följande antaganden:

- På grund av det ökande handelsutbytet och den ökade specialiseringen i produktionen har importandelen ökat i samtliga efterfrågekomponenter.
- Importandelen har ökat mest i efterfrågekomponenterna export och privatkonsumtion. Detta grundar sig på att det ökade handelsutbytet är mest märkbart i dessa delar av ekonomin.

Vikterna har korrigerats utifrån Konjunkturinstitutets definition av den importviktade efterfrågan (se avsnitt 2.1.3). Bestämning av de nya vikterna kan sägas ha skett ganska godtyckligt med utgångspunkt från ovanstående antaganden. Några specifika beräkningar över den faktiska importkvoten är alltså inte gjorda. Följande vikter har används för att beräkna den aggregerade importviktsefterfrågan:

$$\begin{aligned} \text{KorDemv} = & 0.44 * \text{privat konsumtion av bearbetade varor (ökning 0.1)} \\ & + 0.18 * \text{offentlig konsumtion av bearbetade varor (ökning 0.02)} \\ & + 0.49 * \text{maskininvesteringar (ökning 0.04)} \\ & + 0.13 * \text{byggnadsinvesteringar (ökning 0.01)} \\ & + 0.40 * \text{export av bearbetade varor (ökning 0.12)} \\ & + 0.38 * \text{lager (ökning 0.04)} \end{aligned}$$

Andra vikter har även testats vid beräkning av den importviktade efterfrågan men ovanstående vikter har visat sig ge bäst resultat. Utöver korrigerad importviktad efterfrågan används även relativpriser som förklarande variabel i modellen. Denna modell benämns KI(Kor) i resterande del av denna uppsats. I syfte att skapa ett jämförelseperspektiv testas även en modell vilken använder Konjunkturinstitutets befintliga definition av den importviktad efterfrågan samt relativpriser som förklarande variabler (modell KI(Bef)). För att korrigera för att den importviktade efterfrågan inte överensstämmer med faktisk import inkluderas en trendvariabel i denna modell. Slutligen testas även en modell där importförändringar förklaras

med variablerna BNP och relativpriser (modell BNP). Funktionerna av de tre olika modellerna som testas i studien kan skrivas enligt följande:

$$\text{Im}_t = f(\text{KorDemv}_t, \text{RP}_t) \quad \text{KI(Kor)}$$

$$\text{Im}_t = f(\text{Demv}_t, \text{RP}_t, t) \quad \text{KI(Bef)}$$

$$\text{Im}_t = f(\text{BNP}_t, \text{RP}_t) \quad \text{BNP}$$

där Im_t är import, KorDemv_t är importviktad efterfrågan med korrigerade vikter, Demv_t är importviktad efterfrågan med befintliga vikter, t är en tidstrend, BNP_t är bruttonationalprodukt och RP_t är relativpriser mätt som kvoten mellan importpriser och hemmamarknadspriser.

Vid utformning av importefterfrågemodeller har empiriska studier visat att en log-linjär form är att föredra framför en linjär form (se Gafar, 1988). Fördelen med en log-linjär form är att elasticiteterna är konstanta och att de skattade koefficienterna direkt visar elasticiteten. Det långsiktiga sambandet mellan variablerna i de tre modellerna kan i log-linjär form skrivas som följande:

$$\ln \text{Im}_t = c_0 + c_1 \ln \text{KorDemv}_t + c_2 \ln \text{RP}_t + \ell_t \quad \text{KI(Kor)}$$

$$\ln \text{Im}_t = c_0 + c_1 \ln \text{Demv}_t + c_2 \ln \text{RP}_t + c_3 t + \ell_t \quad \text{KI(Bef)}$$

$$\ln \text{Im}_t = c_0 + c_1 \ln Y_t + c_2 \ln \text{RP}_t + \ell_t \quad \text{BNP}$$

där c_0, c_1, c_2 och c_3 är koefficienter och ℓ_t är residualerna från ekvationerna. Koefficienten c_1 och c_3 förväntas ha positivt tecken medan koefficienten c_2 förväntas ha negativt tecken.

För att skapa en dynamisk felkorrigeringsmodell som även skattar det kortsiktiga sambandet används differentierade variabler i modellen. Eftersom förändringen i den beroende variabeln kan förväntas påverkas av förändring i de förklarade variablerna ett antal perioder tidigare används laggade värden av variablerna i modellerna. De felkorrigeringsmodeller som skattas i denna studie har följande form:

$$\Delta \ln \text{Im}_t = \alpha_0 (\ln \text{Im}_{t-1} - c_0 - c_1 \ln \text{Kor.Demv}_{t-1} - c_2 \ln \text{RP}_{t-1}) + \sum_{i=0}^4 \alpha_{1i} \Delta \ln \text{KorDemv}_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \alpha_{2i} \Delta \ln \text{RP}_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \alpha_{3i} \Delta \ln \text{Im}_{t-i} + \ell_t \quad \text{KI(Kor)}$$

$$\Delta \ln \text{Im}_t = \alpha_0 (\ln \text{Im}_{t-1} - c_0 - c_1 \ln \text{Demv}_{t-1} - c_2 \ln \text{RP}_{t-1} - c_3 t) + \sum_{i=0}^4 \alpha_{1i} \Delta \ln \text{Demv}_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \alpha_{2i} \Delta \ln \text{RP}_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \alpha_{3i} \Delta \ln \text{Im}_{t-i} + \ell_t \quad \text{KI(Bef)}$$

$$\Delta \ln \text{Im}_t = \alpha_0 (\ln \text{Im}_{t-1} - c_0 - c_1 \ln \text{BNP}_{t-1} - c_2 \ln \text{RP}_{t-1}) + \sum_{i=0}^4 \alpha_{1i} \Delta \ln \text{BNP}_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \alpha_{2i} \Delta \ln \text{RP}_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \alpha_{3i} \Delta \ln \text{Im}_{t-i} + \ell_t \quad \text{BNP}$$

Variablerna i nivå laggas en period och beskriver det långsiktiga sambandet medan de differentierade variablerna laggas upp till fyra perioder och beskriver det kortsiktiga sambandet. Lagglängden för de differentierade variablerna har valts till fyra perioder bakåt i tiden (ett år) eftersom kvartalsdata används vid skattningarna.

3.6 Data

För skattningar av modellerna används kvartalsdata för perioden 1993-2000. Den valda perioden består av 32 observationer. Denna korta tidsperiod är vald eftersom data innan 1993 har visat sig bristfällig samt att Sverige ändrade till rörlig växelkurs 1992. Observationer från första kvartalet 2001 till och med fjärde kvartalet 2003, sammanlagt 12 observationer, används till att skapa prognoser av modellerna. Samtliga data som används i studien är hämtad från försörjningsbalansen i nationalräkenskaperna, beräknade av Statistiska Centralbyrån (SCB).

I skattningarna används den logaritmiska formen av variablerna import bearbetade varor (IM), bruttonationalprodukt (BNP), importviktad efterfrågan (Demv), korrigerad importviktad efterfrågan (KorDemv) samt relativpriser (RP). Diagrammen 4 till 8 visar serierna i nivå mellan åren 1993-2003. I diagrammen framgår att serien över relativpriser har en negativ tidstrend medan övriga serier har en positiv tidstrend.

Diagram 4. Logaritmen av varuimport

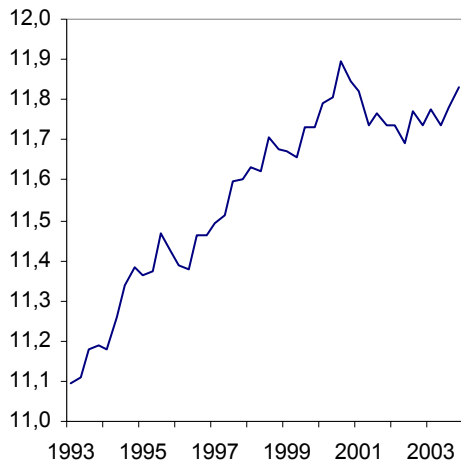


Diagram 5. Logaritmen av korrigerad importviktad efterfrågan

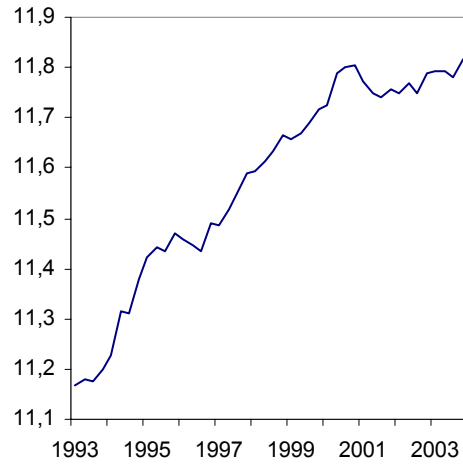


Diagram 6. Logaritmen av importviktad efterfrågan

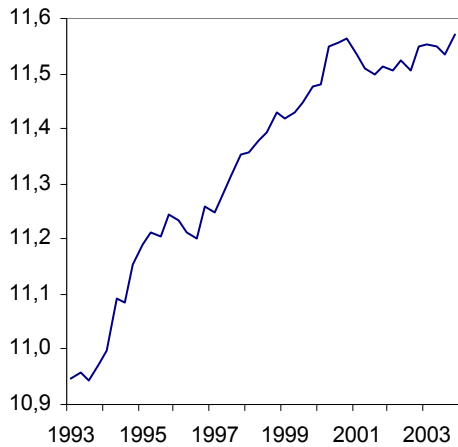


Diagram 7. Logaritmen av BNP

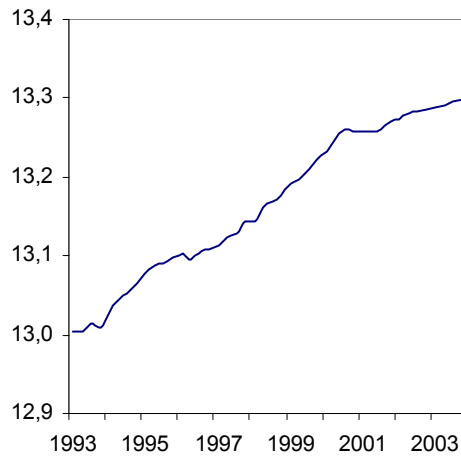
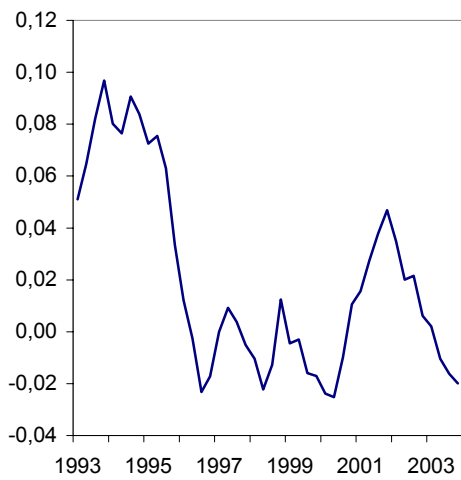


Diagram 8. Logaritmen av relativpriser



4. Empiriska resultat

4.1 Enhetsrotstest

Vid betraktande av diagram 4 till 8 i föregående avsnitt kan vi observera en trend hos samtliga serier. Därmed kan vi anta att ingen av serierna är stationära i nivå. Som tidigare nämnts kan serierna göras stationära genom differentiering. Diagram över serierna efter förstadifferensen finns i Appendix, diagram 1 till 5. Efter att serierna differentierats kan vi inte observera någon trend i serierna, vilket tyder på att serierna är stationära efter förstadifferensen och har integrationsordningen I(1).

Genom att enbart betrakta strukturen på serierna kan ett första antagande göras vad gällande seriernas integrationsordning. För att med större säkerhet bestämma integrationsordning hos serierna testas samtliga serier med ett Augmented Dickey-Fuller (ADF) och ett Philipps-Perron (PP) test. Resultaten från testerna för serierna i nivå och efter förstadifferensen visas i tabell 2 och 3.

Tabell 2. Augmented Dickey-Fuller test

Variabler	Nivå	Första differentierad	I(d)
Log import	-1,823	-4,420***	I(1)
Log relativpriser	-2,078	-3,955**	I(1)
Log BNP	-0,914	-3,240*	I(1)
Log Demv	-1,395	-4,214***	I(1)
Log KorDemv	-1,413	-4,027**	I(1)

Enhetsrotekvationen inkluderar en konstant och en tidstrend för serier i nivå och efter första differensen. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$, bygger på de kritiska värdena skapade av MacKinnon (1991) för att förkasta nollhypotesen om en enhetsrot.

Tabell 3. Philipps-Perron test

Variabler	Nivå	Första differentierad	I(d)
Log import	-1,875	-8,106***	I(1)
Log relativpriser	-1,839	-4,365***	I(1)
Log BNP	-1,183	-6,290***	I(1)
Log Demv	-1,444	-7,201***	I(1)
Log KorDemv	-1,397	-6,830***	I(1)

Enhetsrotekvationen inkluderar en konstant och en tidstrend för serier i nivå efter första differensen. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$, bygger på de kritiska värdena skapade av MacKinnon (1991) för att förkasta nollhypotesen om en enhetsrot.

Både ADF och PP testet bekräftar vårt tidigare antagande om seriernas integrationsordning. För samtliga serier i nivå är t-värdet mindre än det kritiska t-värdet, vilket leder till att nollhypotesen om en enhetsrot inte kan förkastas. Efter förstadiifferentiering av serierna är t-värdena större än det kritiska t-värdena och nollhypotesen om en enhetsrot förkastas för samtliga serier. Samtliga serier är därmed av integrationsordningen I(1), det vill säga samtliga serier är stationära först efter förstadiifferentiering.

Vilket tidigare nämnts kan vi inte uppnå ett långsiktssamband om samtliga serier måste differentieras innan de är stationära och kan skattas i en regression. Vi kan däremot inkludera serierna i nivå i modellen om det visar sig att serierna kointegrerar med varandra; det linjära sambandet mellan variablerna är stationärt. Ett krav för att serierna ska kunna vara kointegrerade är att de har samma integrationsgrad. Resultaten från PP- och ADF- testet tyder på att så är fallet för de testade serierna.

4.2 Kointegrationsanalys

Kointegrationsanalysen syftar till att bestämma om det råder ett kointegrerat samband mellan variablerna i modellerna. För att testa för kointegration används Johansen-Juselius (JJ) kointegrationstest. För de olika modellerna används följande tre kointegrationsekvationer i testet:

- $\ln Im_t = c_0 + c_1 \ln KorDemv_t + c_2 \ln RP_t + \ell_t$ KI(Kor)
- $\ln Im_t = c_0 + c_1 \ln Demv_t + c_2 \ln RP_t + c_3 t + \ell_t$ KI(Bef)
- $\ln Im_t = c_0 + c_1 \ln BNP_t + c_2 \ln RP_t + \ell_t$ BNP

Resultatet från JJ testet redovisas i tabell 4.

Tabell 4. Johansen-Juselius kointegrationstest					
Eigenvalue	Likelihood Ratio	5% Kritiska värden	1% Kritiska värden	Antal samband	Kointegrations-
KI(Kor): logImport logRP logKor.Demv					
0,428081	34,10146	29,68	35,65	Inga *	
0,253093	12,30991	15,41	20,04	Minst 1	
0,023543	0,929158	3,76	6,65	Minst 2	
KI(Bef): logImport logRP logDEMv					
0,517041	51,99410	42,44	48,45	Inga **	
0,302117	23,60895	25,32	30,45	Minst 1	
0,217808	9,580529	12,25	16,26	Minst 2	
BNP: logImport logRP logBNP					
0,591052	31,46052	29,68	35,65	Inga *	
0,232187	7,317989	15,41	20,04	Minst 1	
0,006804	0,184335	3,76	6,65	Minst 2	

*(**) betecknar förkastande av nollhypotesen på 5% (1%) signifikans nivå

Tabellen ovan ska läsas på följande sätt. För nollhypotesen om inga kointegrationssamband så är Likelihood Ratio för KI(Kor)-modellen 34.10, vilket är högre än det kritiska värdet 29.68 på fem procent signifikantnivå. Därmed förkastas nollhypotesen om inget kointegrationssamband till fördel för mothypotesen. För test om minst ett och minst två kointegrationsamband accepteras nollhypoteserna vilket ger oss slutsatsen att KI(Kor)-modellen endast har ett kointegrationssamband där import är den beroende variabeln.

Genom samma tillvägagångssätt kan vi från tabell 4 utläsa att det finns endast ett kointegrerat samband mellan variablerna i samtliga modeller där import är den beroende variabeln. BNP- och KI(Kor)-modellerna förkastar hypotesen om ingen kointegration på fem procent signifikansnivå medan KI(Bef)-modellen förkastar nollhypotesen på en procent signifikansnivån.

Slutsatsen från kointegrationsanalysen blir därmed att i samtliga modeller finns det ett långsiktigt samband. Vi kan nu tillåtas att skatta samtliga variabler i nivå, eftersom den linjära kombinationen av variablerna är stationär.

4.3 Skattningsresultat

Felkorrigeringsmodellerna i avsnitt 3.5 kan inte skattas direkt med minsta kvadrat metoden. För att skapa regressionsekvationer används en metod som är utvecklad av Wickens och Breusch (1998) och som redogörs för i avsnitt 3.1.5. Följande tre dynamiska regressionsekvationer skattas i studien:

$$\begin{aligned} \Delta \ln \text{Im}_t &= \alpha_0 + \alpha_1 \ln \text{Im}_{t-1} + \alpha_2 \ln \text{KorDemv}_{t-1} + \alpha_3 \ln \text{RP}_{t-1} + \\ &\sum_{i=0}^4 \alpha_{4i} \Delta \ln \text{KorDemv}_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \alpha_{5i} \Delta \ln \text{RP}_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \alpha_{6i} \Delta \ln \text{Im}_{t-i} + \ell_t \end{aligned} \quad \text{KI(Kor)}$$

$$\begin{aligned} \Delta \ln \text{Im}_t &= \alpha_0 + \alpha_1 \ln \text{Im}_{t-1} + \alpha_2 \ln \text{Demv}_{t-1} + \alpha_3 \ln \text{RP}_{t-1} + \\ &\alpha_4 t + \sum_{i=0}^4 \alpha_{5i} \Delta \ln \text{RP}_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \alpha_{6i} \Delta \ln \text{Demv}_{t-i} + \\ &\sum_{i=0}^4 \alpha_{7i} \Delta \ln \text{Im}_{t-i} + \ell_t \end{aligned} \quad \text{KI(Bef)}$$

$$\begin{aligned} \Delta \ln \text{Im}_t &= \alpha_0 + \alpha_1 \ln \text{Im}_{t-1} + \alpha_2 \ln \text{BNP}_{t-1} + \alpha_3 \ln \text{RP}_{t-1} + \\ &\sum_{i=0}^4 \alpha_{4i} \Delta \ln \text{BNP}_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \alpha_{5i} \Delta \ln \text{RP}_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \alpha_{6i} \Delta \ln \text{Im}_{t-i} + \ell_t \end{aligned} \quad \text{BNP}$$

där α_1 , α_3 och α_5 förväntas ha negativt tecken och α_2 , α_4 , α_6 och α_7 förväntas ha positivt tecken. Förklaringsvariablerna i nivå representerar det långsiktiga sambandet, medan de differentierade förklaringsvariablerna utgör det kortsiktiga sambandet. Variablerna i nivå skattas med en periods lagglängd och de differentierade variablerna skattas med noll till fyra perioders (1 års) lagglängd. Resultaten från skattningarna redovisas i tabell 5.

Som framgår av tabell 5 antar den justerade determinationskoefficienten, R_{just}^2 , högst värde i KI(Kor)-modellen ($R_{just}^2 = 0,92$), följt av KI(Bef)-modellen ($R_{just}^2 = 0,84$) och BNP-modellen ($R_{just}^2 = 0,75$). Det vill säga förklaringsgraden är högst för KI(Kor)-modellen följt av KI(Bef)- och BNP-modellen.

Tabell 5. Regressionsresultat för KI(Kor), KI(Bef) och BNP modellen

Variabler	KI(Kor)	KI(Bef)	BNP
Konstant	-0,80	7,88***	-7,19**
Δ Log relativpriser		0,70*	
Δ Log relativpriser(-1)			1,03**
Δ Log BNP			2,34**
Δ Log BNP(-1)			2,72***
Δ Log import(-1)			
Δ Log import(-2)	-0,32***		
Δ Log import(-3)	-0,70***	-0,50***	
Δ Log import(-4)			0,59***
Δ Log Demv	1,55***		
Δ Log Demv(-1)	1,02***	0,58***	
Δ Log Demv(-2)	1,46***	1,04***	
Δ Log Demv(-3)	1,01***	1,10***	
Δ Log Demv(-4)	-0,36***		
TREND		0,016***	
Log relativpriser(-1)	-1,12***	-0,54**	-0,87***
Log import(-1)	-1,30***	-1,25***	-0,59***
Log BNP(-1)			1,06***
Log Demv(-1)	1,37***	0,55**	
R^2_{just}	0,92	0,84	0,75

***p<0,01, **p<0,05 och * p<0,1

4.3.1 Det kortsiktiga sambandet

Det är svårt att med säkerhet fastställa vad som påverkar importvolymen på kort sikt då tillfälligheter och inte faktiska samband ofta styr utfallet av skattningsresultatet. Mot bakgrund av detta är det kortsiktiga skattningsresultatet inte alltid tillförlitligt.

I tabell 5 kan utläsas att den kortsiktiga BNP-elasticiteten i BNP-modellen sträcker sig mellan 2,34 och 2,72 beroende på vilken lagglängd som observeras. Enligt skattningsresultatet leder en förändring av BNP med 1 procentenhet till en importförändring med drygt 2 procentenheter på kort sikt. Med tanke på Hong's (1999) resonemang, vilken syftar till att inkomstelasticiteten inte ska vara skilt från 1, kan den skattade BNP-elasticiteten verka orealistisk (se avsnitt 2.2).

Den kortsiktiga efterfrågeelasticiteten i KI(Bef)-modellen sträcker sig mellan 0,5 och 1,1 med ett genomsnitt på 0,91. I KI(Kor)-modellen sträcker sig den kortsiktiga efterfrågeelasticiteten mellan -0,36 och 1,55 med ett genomsnitt på 0,94. Den genomsnittliga efterfrågeelasticiteten på 0,91 och 0,94 för KI(Bef)-

respektive KI(Kor)-modellen tyder på att den korrigerade definitionen av KI:s importviktad efterfrågan stämmer på kort sikt något bättre överens med faktisk import än KI:s befintliga definition, då optimal efterfrågeelasticitet är 1.

Skattningsresultatet påvisar ett positivt kortsiktigt samband mellan relativpriser och importförändringar för KI(Bef)- och BNP-modellen. Det skattade sambandet är inte förenligt med ekonomisk teori eftersom ett positivt samband innebär att ökade importpriser och/eller minskade hemmamarknadpriser leder till ökad importefterfrågan. I KI(Kor)-modellen är det kortsiktiga sambandet mellan relativpriser och importförändringar inte statistiskt signifikant.

Slutligen kan vi från tabell 5 observera att variabler som är laggade upp till fyra perioder är signifikant förklarande, vilket tyder på att de förklarande variabelernas påverkan på importvolymen kan ske med en fördröjning upp till ett år. En annan förklaring kan vara bristfällig säsongrensning hos de data som används.

Då kortsiktsambandet är svårtolkat och tvetydigt är det betydligt mer givande att analysera det långsiktiga sambandet. Analys av långsiktsambandet ger även möjlighet till reflektion av tidigare studier då dessa valt att fokusera på det långsiktiga sambandet.

4.3.2 Det långsiktiga sambandet

För att uppnå långsiktsambandet i de tre modellerna sätts regressionsekvationerna i avsnitt 4.3 till noll eftersom det kortsiktiga sambandet då antas vara noll. Faktorn $\alpha_1 \ln Im_{t-1}$ flyttas sedan över till vänster sidan och hela ekvationen delas slutligen med $-\alpha_1$.

De långsiktiga sambanden för de olika modellerna blir följaktligen:

- $\ln Im_t = -0,62 + 1,05 \ln KorDemv_t - 0,86 \ln RP_t + \ell_t$ KI(Kor)
- $\ln Im_t = 6,30 + 0,44 \ln Demv_t - 0,43 \ln RP_t + 0,01t + \ell_t$ KI(Bef)
- $\ln Im_t = -12,19 + 1,80 \ln Y_t - 1,47 \ln RP_t + \ell_t$ BNP

Tabell 6 ger en överblick över modellernas långsiktiga elasticiteter.

Tabell 6. Jämförelse: långsiktiga elasticiteter

	KI(Kor)	KI(Bef)	BNP
BNP-elasticitet			1,80
Efterfrågeelasticitet	1,05	0,44	
Priselasticitet	-0,86	-0,43	-1,47

Vilket kan noteras i tabell 6 antar alla koefficienter i samtliga modeller förväntat tecken i långsiktssambandet. Vad gällande KI(Kor)-modellen antar efterfrågeelasticiteten värdet 1,05 och priselasticiteten värdet $-0,86$. Då optimal efterfrågeelasticitet är 1 tyder KI(Kor)-modellens efterfrågeelasticitet på 1,05 att de korrigerade vikterna vid beräkning av den importviktade efterfrågan stämmer bra överens med faktisk import under testperioden. En jämförelse med efterfrågeelasticiteter från tidigare studier kan ej utföras då efterfrågeelasticiteten hos tidigare studier inte tillåter avvika från 1.

I KI(Bef)-modellen antar efterfrågeelasticiteten värdet 0,44, priselasticiteten värdet $-0,43$. Efterfrågeelasticiteten på 0,44 tyder på att den importviktade efterfrågan kraftigt underskattar faktisk import. Resultatet är inte förvånande då vikterna, vilka används för att räkna fram den importviktade efterfrågan, underskattar faktisk import. Priselasticiteten i KI(Bef)-modellen är lägre än priselasticiteten i KI(Kor)-modellen. En orsak kan vara att en tidstrend är inkluderad i KI(Bef)-modellen. Det är troligt att en del av förändringarna i importen förklaras med hjälp av tidstrenden trots att de egentligen orsakas av förändringar i relativpriser.

I BNP-modellen antar BNP-elasticiteten värdet 1,80 och priselasticiteten värdet $-1,47$. Trots att inkomstelasticiteten enligt teorin ska anta värdet ett är en BNP-elasticitet på 1,80 inte uppseendeväckande då genomsnittet för inkomst-elasticiteten hos tidigare svenska studier är 1,50. Priselasticiteten för BNP-modellen är $-1,47$, vilket hör till ovanligheterna då priselasticiteter i regel brukar anta ett värde mellan 0 och -1 .

4.3.3 Skattat och faktiskt utfall

Diagram 9 till 14 visar modellernas skattade värden av import av bearbetade varor och det faktiska utfallet mellan åren 1994 till 2000. Skattningar av importen är gjorda både med modellernas dynamiska och långsiktiga samband.

Diagram 9. KI(Kor) skattning dynamiskt samband

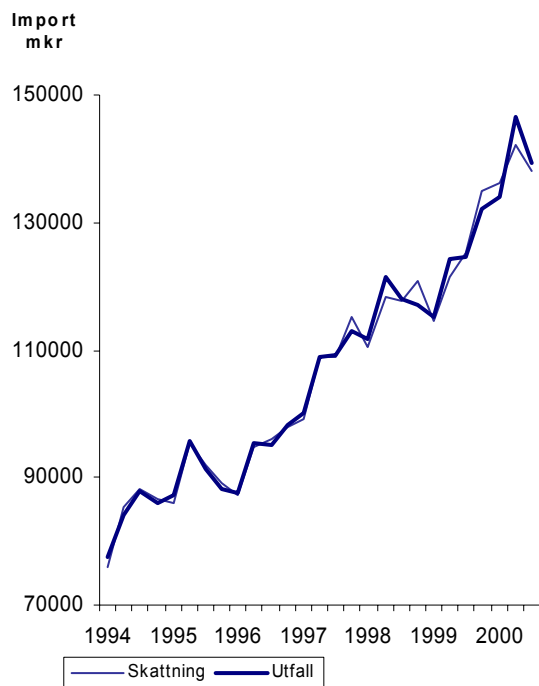


Diagram 10. KI(Kor) skattning långsiktigt samband

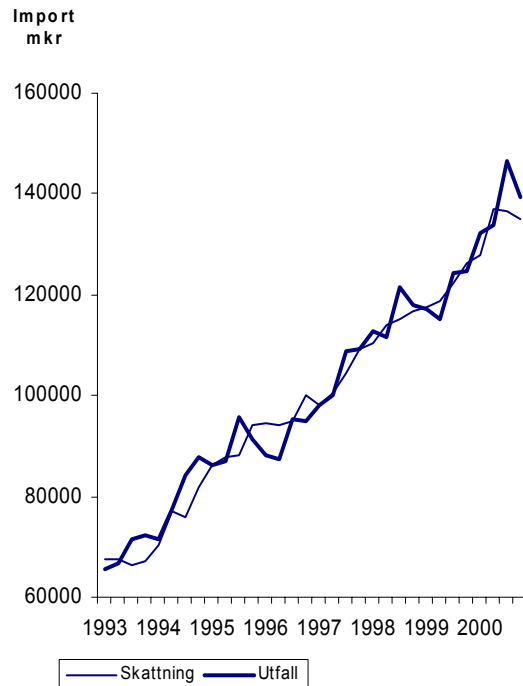


Diagram 11. KI(Bef) skattning dynamiskt samband

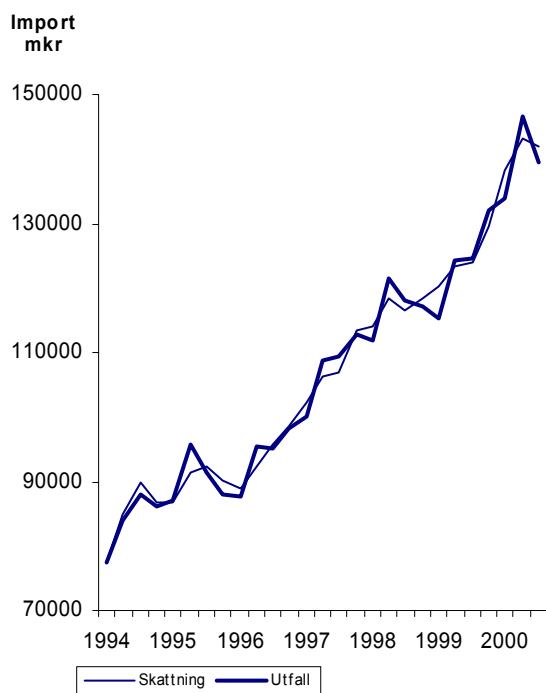


Diagram 12. KI(Bef) skattning långsiktigt samband

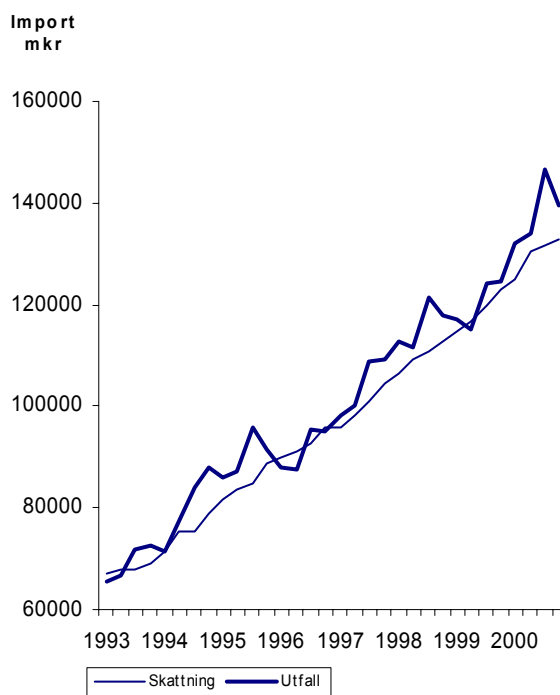


Diagram 13. BNP skattning dynamisk samband

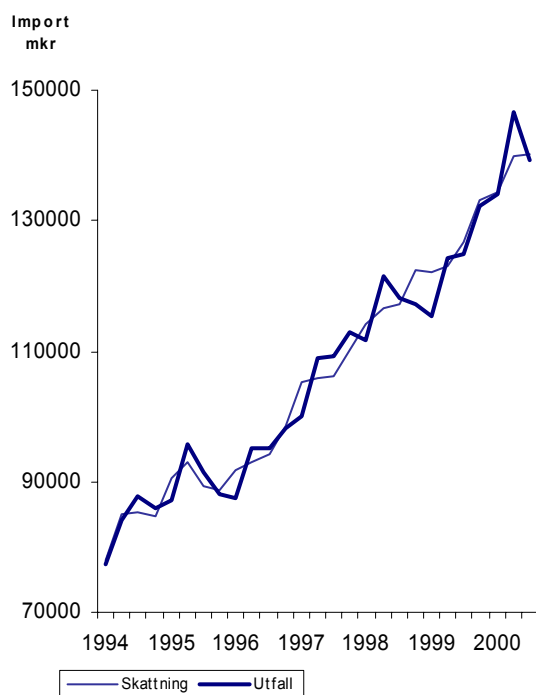
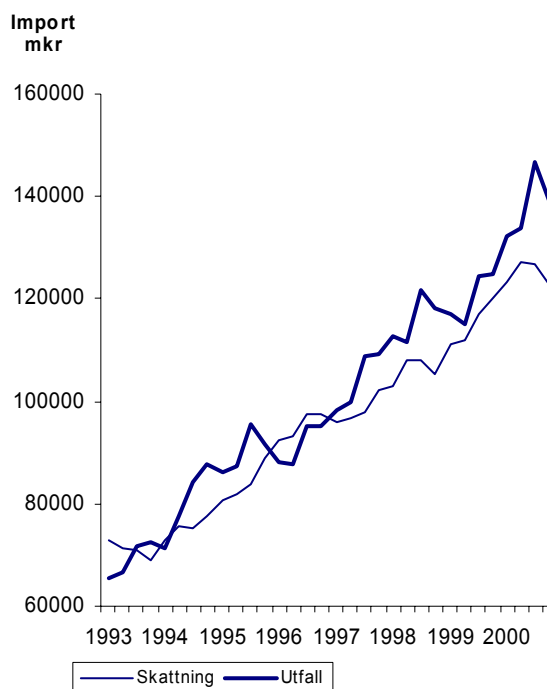


Diagram 14. BNP skattning långsiktigt samband



Vad gällande det dynamiska sambandet framgår det vid betraktande av diagram 9, 11 och 13 att KI(Kor)-modellen bäst följer det faktiska utfallet. Detta är påtagligt exempelvis under första kvartalet 1999 då minskningen av importen endast förklaras av KI(Kor) modellen. I diagram 10, 12, och 14 framgår det att KI(Kor) modellen förklarar det faktiska utfallet bäst även vad gällande det långsiktiga sambandet. Skattningar gjorda med KI(Bef)-modellen och BNP-modellen följer inte faktisk import med samma precision och tenderar att underskatta faktisk import. I diagram 12 kan vi observera att de skattade värdena av KI(Bef)-modellens långsiktigsamband antar en linjär karaktär. Orsaken är att en trendvariabel är inkluderad i modellen vilken minskar modellens dynamiska egenskaper. I samtliga modeller skattar det dynamiska sambandet faktisk import med större exakthet än det långsiktiga sambandet.

4.3.4 Residualanalys

Föregående avsnitt konstaterade att KI(Kor)-modellen skattar svensk import bättre än KI(Bef)- och BNP-modellen under den givna testperioden. Innan några förhastade slutsatser görs angående modellernas skattningsförmåga är det viktigt att se till regressionsresultatets tillförlitlighet. Tabell 7 redogör för resultaten från Ljung-Box Q-, ARCH LM-, och Chow Forecast-testet.

	KI(Kor)	KI(Bef)	BNP
Ljung-box Lagg (-1)	1,74 (0,19)	0,60 (0,44)	0,24 (0,62)
Lagg (-2)	2,42 (0,30)	3,89 (0,14)	0,83 (0,66)
Lagg (-3)	2,93 (0,40)	5,01 (0,17)	0,84 (0,84)
Lagg (-4)	5,33 (0,26)	6,14 (0,19)	1,61 (0,81)
ARCH LM	0,36 (0,83)	0,39 (0,81)	0,23 (0,92)
Chow Forecast	1,49 (0,37)	0,68 (0,76)	1,23 (0,49)

Tabellen visar de observerade värdena från testerna samt deras p-värden (inom parantes). Alla test är testade för upp till fyra laggar.

För samtliga test är p-värdet för de observerade värdena större än 0,05, vilket medför att nollhypotesen inte kan förkastas på 95 procent signifikansnivå. Vi kan därmed konstatera att ingen statistiskt signifikant autokorrelation eller heteroskedasticitet förekommer i residualerna samt att modellerna har visat sig vara stabila över tiden.

4.4 Prognoser

För att bestämma modellernas prognosförmåga görs prognoser för första kvartalet 2001 till fjärde kvartalet 2003, sammanlagt 12 observationer. Diagram 15 visar de prognostiserade värdena utifrån modellernas dynamiska samband samt värden för den faktiska importvolymen. Diagram 16 visar de prognostiserade värdena för modellernas långsiktssamband samt den faktiska importvolymen. Vilket framgår av diagrammen prognostiserar KI(Kor)-modellen faktisk import bättre än övriga modeller både vad gällande det dynamiska och det långsiktiga sambandet. Därefter följer BNP-modellen och sämst prognosförmåga har KI(Bef)-modellen. KI(Bef)-modellen överskattar kraftigt faktisk import både i det dynamiska och det långsiktiga sambandet. Orsaken till att KI(Bef)-modellen överskattar faktisk import kan förklaras med modellens trendvariabel. Som tidigare nämnts gör trendvariabeln att modellen blir mindre dynamisk. Då den faktiska importen inte trendmässigt ökar, vilket är fallet under prognosperioden, överskattas faktisk import av KI(Bef)-modellen.

Diagram 15. Faktisk import och prognostiserade värden av modellernas dynamiska samband (2001-2003)

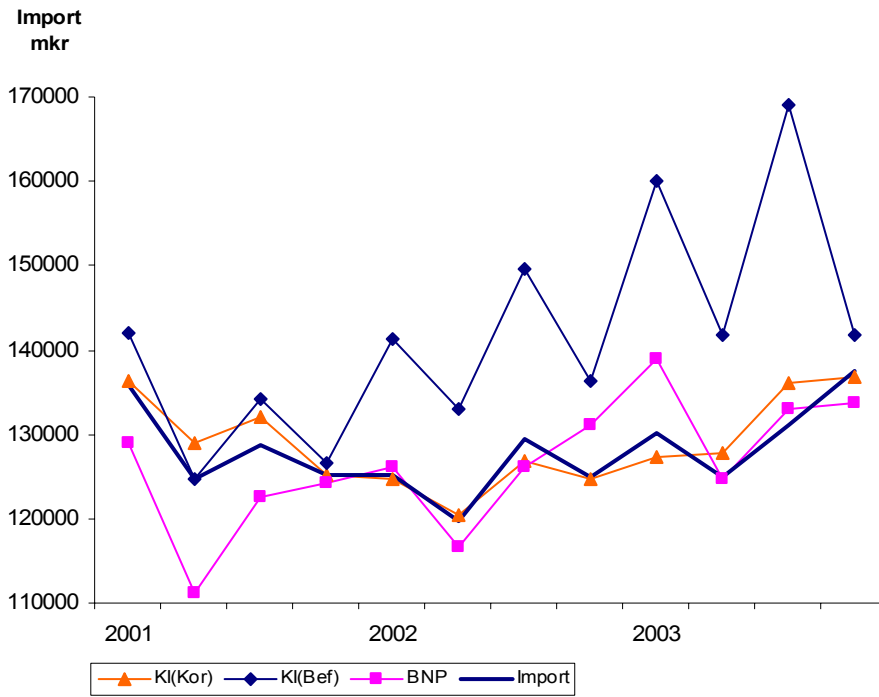
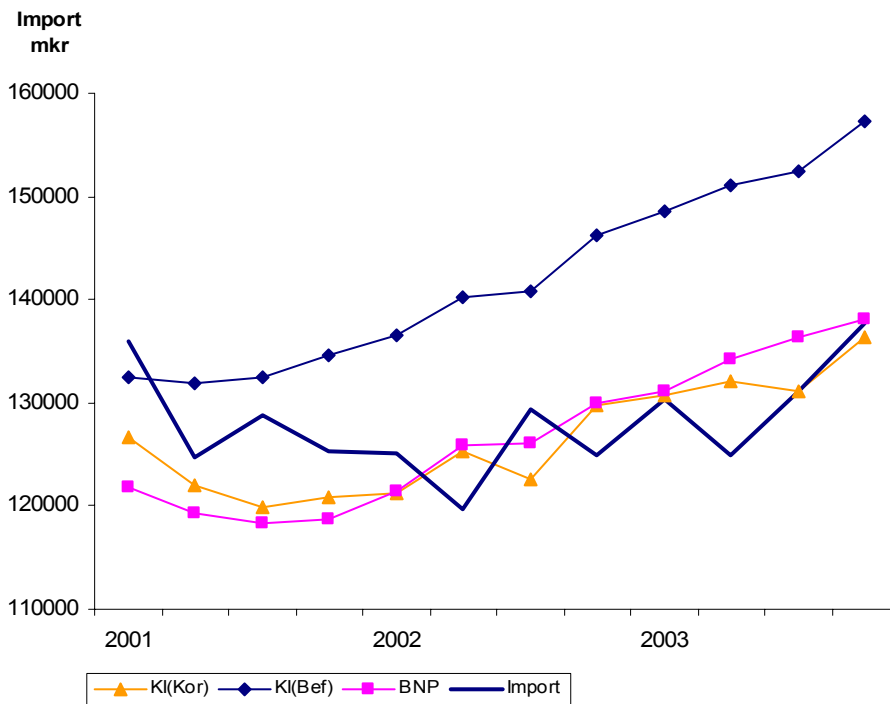


Diagram 16. Faktisk import och prognostiserade värden av modellernas långsiktiga samband (2001-2003)



I tabell 8 presenteras RMSE och MAE för de respektive modellerna och för de dynamiska respektive långsiktiga sambanden. Värdena för de båda måtten är lägst för KI(Kor)-modellen både vad gällande det dynamiska och långsiktiga sambandet, vilket innebär att prognosfelen är minst för denna modell. Därefter följer BNP-modellen och slutligen KI(Bef)-modellen. Vi kan därmed konstatera att KI(Kor)-modellen har bäst prognosförmåga följt av BNP-modellen och KI(Bef)-modellen.

Från tabell 8 kan vi även se att prognosfelen för det dynamiska sambandet är betydligt mindre än för det långsiktiga sambandet i KI(Kor)-modellen. Detta är inte fallet för varken KI(Bef)- och BNP-modellen. Därav följer att kortsiktsdynamiken i KI(Kor)-modellen speglar den faktiska variationen, vilket inte är fallet för det dynamiska sambandet i de två övriga modellerna.

		KI(Kor)	KI(Bef)	BNP
Dynamisk samband	RMSE	2545	17496	5919
	MAE	1943	13561	4635
Långsiktig samband	RMSE	5466	16263	6968
	MAE	4594	14498	5883

Med hjälp av Diebold-Mariano- testet kan vi bestämma om en modell har statistiskt signifikant bättre prognosegenskaper än en annan modell. Tabell 9 visar resultaten från Diebold-Mariano- testet. I tabellen har följande hypoteser testats vad gällande modellernas prognosfel:

- $H_0 = MSPE_{BNP} = MSPE_{KI(Kor)}$ $H_1 = MSPE_{BNP} > MSPE_{KI(Kor)}$
- $H_0 = MSPE_{KI(Bef)} = MSPE_{KI(Kor)}$ $H_1 = MSPE_{KI(Bef)} > MSPE_{KI(Kor)}$
- $H_0 = MSPE_{KI(Bef)} = MSPE_{BNP}$ $H_1 = MSPE_{KI(Bef)} > MSPE_{BNP}$

där $MSPE_{BNP}$, $MSPE_{KI(Bef)}$ och $MSPE_{KI(Kor)}$ är så kallad mean squared prediction error för modellerna BNP, KI(Bef) respektive KI(Kor).

Tabell 9. Diebold-Mariano- test

	$H_0 = MSPE_{BNP} = MSPE_{KI(Kor)}$	$H_0 = MSPE_{KI(Bef)} = MSPE_{KI(Kor)}$	$H_0 = MSPE_{KI(Bef)} = MSPE_{BNP}$
Dynamisk samband	2,31*	2,89*	1,73
Långsiktigt samband	1,73	2,31*	2,31*

* betecknar förkastande av nollhypotesen på 5 % signifikans nivå. Kritiskt t-värde är 1,96.

Från tabell 9 kan vi konstatera att KI(Kor)-modellen har statistiskt signifikant bättre prognosförmåga än KI(Bef)-modellen både vad gällande det dynamiska och det långsiktiga sambandet. Vidare har KI(Kor)-modellen signifikant bättre prognosförmåga än BNP-modellen vad gällande det dynamiska sambandet medan nollhypotesen inte kan förkastas vad gällande det långsiktiga sambandet. Slutligen kan vi konstatera att BNP-modellen har signifikant bättre prognosförmåga än KI(Bef) vad gällande det långsiktiga sambandet medan nollhypotesen inte kan förkastas vad gällande det kortsiktiga sambandet.

5 Slutsatser

I denna studie har tre olika importmodeller används för att bedöma och prognostisera den svenska varuimportefterfrågan. En av modellerna är skapad utifrån den konventionella importmodellen där importförändringar förklaras av variablerna bruttonationalprodukt och relativpriser. De två andra modellerna är skapade utifrån Konjunkturinstitutets importmodell där importförändringar förklaras av variablerna importviktad efterfrågan, relativpriser och en trendvariabel. Det som skiljer dessa två modeller åt är att den ena modellen använder Konjunkturinstitutets befintliga definition av den importviktade efterfrågan medan den andra modellen har korrigerat vikterna vid beräkning av den importviktade efterfrågan så att den bättre stämmer överens med faktisk varuimport. I den senare modellen är ingen trendvariabel inkluderad, eftersom den importviktade efterfrågan anses överensstämma med faktisk varuimport. De korrigerade vikterna är skapade utifrån två antaganden. Det ena antagandet är att importandelen i samtliga efterfrågekomponenter har ökat på grund av det ökande handelsutbytet och den ökade specialiseringen i produktionen. Det andra antagandet är att importandelen har ökat mest i efterfrågekomponenterna export och privat konsumtion på grund av att det ökade handelsutbytet är mest märkbart i dessa delar av ekonomin.

Resultaten från denna studie har visat att genom en korrigerad av Konjunkturinstitutet definition av den importviktade efterfrågan uppnås en bättre förklarings- och prognosförmåga jämfört med Konjunkturinstitutets nuvarande importmodell och den konventionella importmodellen. Vikterna som framtagits i denna studie för att beräkna den importviktade efterfrågan stämmer väl överens med faktisk varuimport under den valda testperioden. Vid perfekt spegling av den faktiska varuimporten ska efterfrågeelasticiteten anta värdet 1. Efterfrågeelasticiteten för den korrigerade importviktade efterfrågan är 1,05, vilket kan jämföras med en efterfrågeelasticitet på 0,44 som skattades genom Konjunkturinstitutets befintliga definition av den importviktade efterfrågan. Vidare visar studien att i den modell där en trendvariabel inkluderats går dynamiska egenskaper förlorade. I prognosanalysen blev de dynamiska bristerna uppenbara, eftersom importen inte trendmässigt ökade under prognosperioden, vilket medförde att modellen kraftigt överskattade svensk import av varor.

Trots att inga noggranna beräkningar över det faktiska importinnehållet i efterfrågekomponenterna har gjorts bidrar ändå de korrigerade vikterna till att förklarings- och prognosförmågan ökar markant. För att justera för en bristfällig importviktad efterfrågan använder sig svenska myndigheter, där ibland Konjunkturinstitutet och Finansdepartementet, sig av trendvariabler. Denna metod

leder till importmodeller som saknar dynamiska egenskaper och vilka enbart är applicerbara så länge importen trendmässigt ökar. Istället för att inkludera trendvariabler bör framtida studier fokusera på att mer grundligt beräkna nya vikter för den aggregerade importefterfrågan. Nackdelen med att använda importviktad efterfrågan är att de faktiska importkvoterna ständigt förändras varför vikterna för den importviktade efterfrågan behöver räknas om med jämna mellanrum. De vikter som tagits fram i denna studie stämmer med faktisk import under den valda testperioden men så lär inte vara fallet i all framtid. Ett alternativt förslag är därför att använda bruttonationalprodukt som förklarande variabel istället för importviktad efterfrågan. Det har visat sig i denna studie att en importmodell med relativpriser och bruttonationalprodukt som förklarande variabler har goda prognosegenskaper.

Appendix

Test 1. Dickey-Fuller- (DF) och Augmented Dickey-Fuller- (ADF) test

För att illustrera hur ett Dickey-Fuller-test går till kan vi först betrakta en autoregressiv process. En autoregressiv process är en process som är beroende av sina tidigare värden. Nedan följer en AR(1)- process, det vill säga en tidsserie som är beroende av sitt egna värde en period tillbaka i tiden:

$$y_t = \mu + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t$$

där μ och ρ är parametrar och ε_t antas vara vitt brus. Serien y är stationär om $-1 < \rho < 1$. Om $\rho = 1$ är serien icke-stationär eftersom variansen då ökar med tiden. Alltså det som är avgörande för att bestämma om en serie är stationär är att testa om värdet på ρ är statistiskt signifikant mindre än 1.

Vid utförandet av Dickey-Fuller-testet skattas en ekvation där y_{t-1} dragits ifrån från båda sidor från ovanstående ekvation. Regressionsekvationen skrivs som:

$$\Delta y_t = \mu + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t$$

där $\gamma = \rho - 1$ och hypoteserna som testas är $H_0 : \gamma = 0$ och $H_1 : \gamma < 0$ (så här långt är det ingen skillnad mellan DF- och PP- testet).

Vid test av högre ordning av korrelation i serien, AR(d)- process, lägger DF-testet till laggade differenser av den beroende variabeln y på högersidan av regressionen:

$$\Delta y_t = \mu + \gamma y_{t-1} + \delta_1 \Delta y_{t-1} + \delta_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \delta_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \varepsilon_t$$

Denna utvidgade specifikation används sedan för att testa $H_0 : \gamma = 0$ och $H_1 : \gamma < 0$. Vid test av högre ordning av korrelation kallas DF- testet för utvidgat Dickey-Fuller- test (Augmented Dickey-Fuller (ADF)).

Test 2. Phillips-Perron (PP)- test

Likt Dickey-Fuller skattar Phillips-Perron- testet en AR(1) regression:

$$\Delta y_t = \mu + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t$$

där hypoteserna som testas är $H_0 : \gamma = 0$ och $H_1 : \gamma < 0$.

Det som skiljer ADP- och PP-testerna åt är hur de korrigerar för autokorrelation. Medan ADF- testet lägger till laggade differenser på höger sidan, använder PP-testet andra t-värden för γ koefficienten för att korrigera för autokorrelation.

Test 3. Johansen-Juselius (JJ) test

Vid utförandet av Johansen-Juselius test är första steget att skapa en vektor autoregressiv modell (VAR). I ett VAR system är varje variabel en funktion av laggade värden av samtliga variabler i systemet. Den matematiska formeln för en VAR är:

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t$$

Exempelvis så består ett VAR system med variablerna x_t och y_t av två funktioner. En funktion där x_t är den beroende variabeln och laggade variabler av x_t och y_t är de oberoende variablerna och en funktion där y_t är den beroende variabeln och laggade variabler av x_t och y_t är de oberoende variablerna. Nedan följer ett VAR system med variablerna x och y vilken har två laggar och en konstant.

$$x_t = c_{11} + c_{12}x_{t-1} + c_{13}y_{t-1} + c_{14}x_{t-2} + c_{15}y_{t-2} + \varepsilon_{1,t}$$

$$y_t = c_{21} + c_{22}x_{t-1} + c_{23}y_{t-1} + c_{24}x_{t-2} + c_{25}y_{t-2} + \varepsilon_{2,t}$$

VAR ekvationen kan skrivas om enligt följande:

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

där

$$\Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I_i \quad \Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^p A_j$$

Om $(A_1 - I) = 0$, har y_t processen en enhetsrot och om $(A_1 - I) \neq 0$ är processen stationär. Graden av Π avgör hur många ekvationer i VAR systemet som är kointegrerade. Om $(A_1 - I) = 0$ för alla processer så är graden $(\Pi) = 0$, det vill säga alla (Δy_{it}) processer innehåller en enhetsrot. Det finns då ingen linjär

kombination i VAR systemet som är stationär och därmed heller inget kointegrationssamband.

Test 4. Ljung-Box Q-test

Testet visar autokorrelationen av residualerna upp till ett visst specifikt antal laggar. Residualerna tillåts vara beroende av tidigare residualer så länge sambandet är konstant över tiden. Tidsserien över residualerna betraktas som en stokastisk process där det vid varje tidpunkt finns en sannolikhetsfördelning, inom vilket utfallsrum ett värde realiserar. Då det inte råder någon korrelation mellan residualerna är autokorrelationen nära noll för alla laggar och alla Q-värden är icke-signifikanta med höga p-värden. Q-värdet för lagglängd k skapas genom följande ekvation:

$$Q = T(T + 2) \sum_{i=1}^k \frac{r_i^2}{T - i}$$

där T är antalet observationer och r_i är autokorrelationen. Nollhypotesen är att ingen autokorrelation råder upp till k laggar.

Test 5. ARCH LM - test.

Testet utreder om det finns variansskillnader för olika perioder av serien; ARCH-effekter (Autoregressiv Conditional Heteroskedasticity). En ARCH (d)- process kan beskrivas som en AR(d)- process för de kvadrerade slumpfelen, u_t^2 . I en ARCH (1) modell beror variansen innehavande tidsperiod linjärt på störningen i slumpfelet föregående period (dess kvadrerade slumpfel). Nedan visas en ARCH (4) ekvation eftersom testet ofta görs ett år tillbaka i tiden:

$$u_t^2 = \alpha + \beta_1 u_{t-1}^2 + \beta_2 u_{t-2}^2 + \beta_3 u_{t-3}^2 + \beta_4 u_{t-4}^2$$

Nollhypotesen för testet är att alla koefficienter för de laggade värdena är noll, det vill säga att serien är utan ARCH-effekter.

Test 6. Chow Forecast- test

Chow Forecast- testet konstrueras genom att dela upp observationerna (T) i två grupper. Chow forecast-testet skattar modellen för de första T_1 observationerna. Den skattade modellen används sedan för att prognostisera värden för den beroende variabeln i de resterande observationerna $T_2 (= T - T_1)$. Om det är stor skillnad mellan de faktiska och de prognostiserade värdena tyder det på att modellen inte är stabil över hela testperioden. Nollhypotesen i Chow Forecast-

testet är att det inte är någon strukturell förändring i modellen under den valda tidsperioden.

Test 7. Diebold-Mariano- test

Diebold-Mariano testet utför i syfte att avgöra om det är någon signifikant skillnad mellan modellens prognosfel. Följande hypoteser testas i Diebold-Mariano- testet:

$$H_0 : MSPE_a = MSPE_m$$

$$H_1 : MSPE_a > MSPE_m$$

där $MSPE_a$ och $MSPE_b$ är så kallad mean squared prediction error för modell a respektive modell b. $MSPE$ definieras som:

$$MSPE = (1/m) \left[\sum_{h=1}^m (\hat{y}_{n+h} - y_{n+h})^2 \right]$$

För att utföra testet skapas en ny variabel d_j , där $j=1,2,\dots,m$. Den nya variabeln skapas genom att beräkna $MSPE_a - MSPE_m$ för varje prognosperiod. I de fall faktorn $MSPE_a - MSPE_m$ blir negativ ges perioden siffran 0 och vid positivt resultat en 1. Sedan räknas antalet ettor ihop ($\sum d_j$) och vi kan konstruera ett så kallade signtest-värde, S , definierat som:

$$S = (m/4)^{\frac{1}{2}} \left[\sum_{h=1}^m d_j - (m/2) \right] \sim N(0,1)$$

S -värdet jämförs med det kritiska värdet på vald signifikansnivå och vi kan därefter förkasta eller acceptera nollhypotesen.

Diagram 1. $\Delta \log \text{varuimport}$

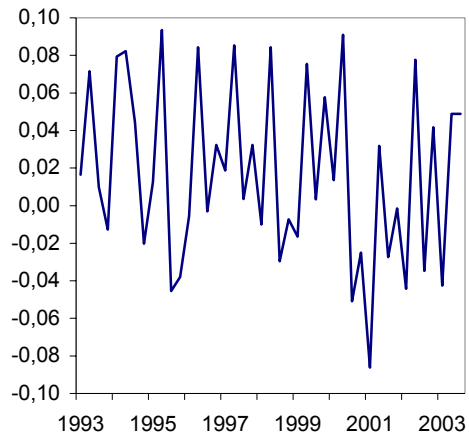


Diagram 2. $\Delta \log \text{BNP}$

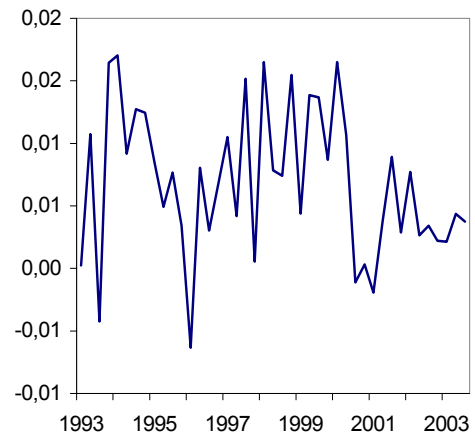


Diagram 3. $\Delta \log \text{Demv}$

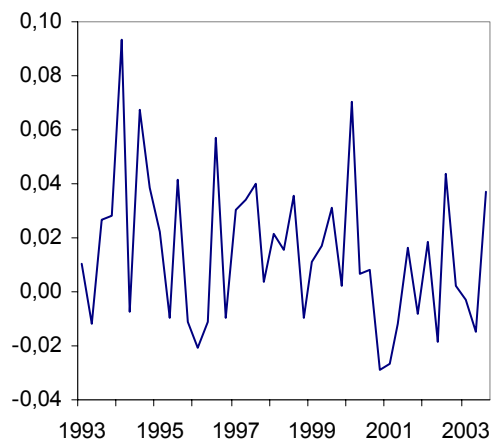


Diagram 4. $\Delta \log \text{KorDemv}$

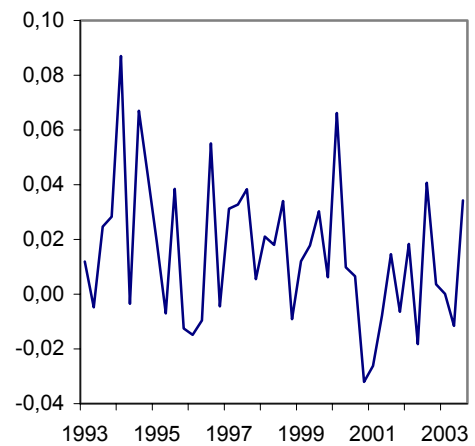
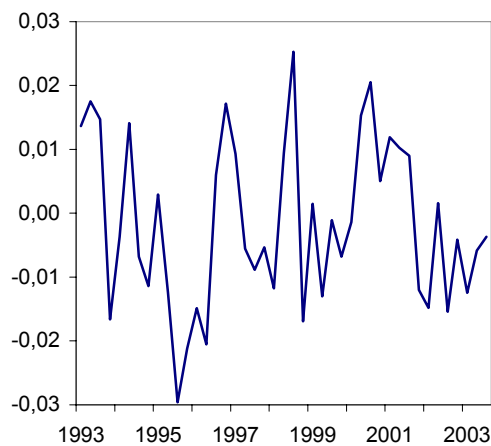


Diagram 5. $\Delta \log \text{RP}$



Referenser

Arize, A. C. (1996). "Real exchange-rate volatility and trade flows: The experience of eight European economies", *International Reviews of Economics and Finance*, **5**, s. 187-205.

Arize, A. C. (1998). "The Long-Run Relationship Between Import Flows and Real Exchange-Rate Volatility: The Experience of Eight European Economies", *International Review of Economics and Finance*, **7**, nr .4, s. 417-435.

Arize, A.C., Choekawong, P. och Prasanpanich V.(2000). "Foreign trade behaviour in Thailand: Stable or unstable?", *American Economist*, **44**, nr.2, s. 36-45

Burenstam Linder, S. (1961). *An Essay on Trade and Transformation*. Almqvist och Wiksells.

Campbell, J.Y., och Perron, P. (1991). "Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomists Should Know about Unit Roots". O.J. Blanchard and S. Fisher, (Red.). *NBER Macroeconomics Annual*, s.141-201.

Charemza W.W. och Deadman D. F.(1997). *General to Specific Modelling, Cointegration and Vector Autoregression*. Edward Elgar.

Clarida, R. (1994). "Cointegration, aggregate consumption, and the demand for imports: a structural econometric investigation", *American Economic Review*, **94**, s. 298-308.

DeJong, D.N., Nankervis, J.C., Savin, N.E., och Whitman, C. H. (1992). "Integration versus Trend Stationarity in Time Series", *Econometrica*, **60**, s. 423-433.

Diebold, F. och Mariano, R. (1995). "Comparing Predictive Accuracy". *Business and Economic Statistics*, **13**, nr.3, s. 253-263.

Dutta D. och Ahmed N. (1999). "An aggregate import demand function for Bangladesh: a cointegration approach", *Applied Economics*, **31**, 1999, s. 465-472

Enders, W. (1995). *Applied econometrics time series*. JOHN WILEY & SONS, INC.

Engle, R.F. och Granger, C.W.J. (1987). "Co-integration and error correction: representation, estimation and testing", *Econometrica*, **55**, s. 251-276.

Gafar, J. S. (1988). "The determinants of import demand in Trinidad and Tobago: 1967-84", *Applied Economics*, **20**, s. 303-313.

Goldstein, M. och Khan, M, (1985). "Income and Price Effects in foreign Trade". Jones, R. och Kenen, P. (Red.). *Handbook of International Economics*, **2**, s. 1041-1105.

Goldstein, M. och Khan, M. (1976). "Large vs. small price changes price changes in the demand for imports", *IMF Staff Papers*, **23**, s. 200-225.

Hamori S. och Matsubayashi Y (2000). "An empirical analysis on the stability of Japan's aggregate import demand function", *Japan and the World Economy*, **13**, s. 135-144.

Hill, R. C., Griffiths W. E. och Judge G. G. (2001). *Undergraduate Econometrics*. Hohn Wiley & sons, Inc. Andra upplagan.

Hong, P, (1999). "Import elasticities revisited", Discussion Paper No. 10, *Department of Economic and Social Affairs, United Nations*.

Hooper, P. och Marquez, J. (1995). "Exchange Rates, Prices, and External Adjustment in the United States and Japan". Kenen, P. (Red.). *Understanding Global Interdependence*.

Houthakker, H., och S. Magee (1969). "Income and price elasticities in world trade", *Review of Economics and Statistics*, **51**, s. 111-25.

Jakobsson, H. (2002a). "Hur mycket import efterfrågas i Sverige?", *Promemoria, Finansdepartementet*.

Jakobsson, H. (2002b). "Importekvationen, empirisk specifikation", *Promemoria, Finansdepartementet*.

Jakobsson, H. (2001). "Beskrivning av importekvationen", *Promemoria, Finansdepartementet*

Johansen, S. (1988). "Statistical analysis of cointegration vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, **12**, s. 231-54

Johansen, S. (1991). "Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models", *Econometrica*, **59**, s. 1551-80

Johansen, S. och Juselius, K. (1990). "Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, **52**, s. 169-210.

Kenen, P. B. och Rodrik D. (1986). "Measuring and Analyzing the Effects of Short-Term Volatility in Real Exchange Rates", *The Review of Economics and Statistics*, **68**, nr. 2, s. 311-315.

Knetter, M. (1992) "Exchange Rate and Corporate Pricing Strategies", *NBER Research Working Paper*. Nr. 4151.

Malley, J. och Moutos, T. (2002). "Vertical product differentiation and the import demand function: theory and evidence", *Canadian Journal of Economics*, **35**, nr. 2, s. 257-281.

MacKinnon, J.G. (1991) "Critical Values for Cointegration Tests". Engle R.F. och Granger C.W.J (Red.). *Long-run Economic Relationships: Readings in Cointegration*.

Masih, R., och Masih, A. M. M. (2000). "A reassessment of long-run elasticities of Japanese import demand". *Journal of Policy Modeling*, **22**, nr. 5, s. 625-639.

Murray, T och Gimman, P.J. (1976). "An empirical examination of the traditional aggregate import demand model", *Review of Economics and Statistics*, **58**, s 75-80.

Rijal A., Koshal R. K. och Jung C. (2000). "Determinants of Nepalese imports", *Journal of Asian Economics*, **11**, s. 347-354.

Santos-Paulino, A. U. (2002). "The effects of trade liberalization on imports in selected developing countries", *World Development*, **30**, s. 959-974.

Sawyer W. C., och Sprinkle, R. L. (1996). "The Demand for Imports and Exports in Japan: A Survey", *Journal of the Japanese and International Economies*, **11**, 247-259.

Sargan, J.D. (1964). "Wages and prices in the United Kingdom". Mort, P.E., Mills, G. and Whitaker, J.K. (Red.). *Econometric Analysis for National Economic Planning*.

Senhadji, A. (1998). "Time-series estimations of structural import demand equations: A cross-country analysis", *IMF Staff Papers*, **45**, s. 236-268.

Tang T. C. (2003). "An empirical analysis of China's aggregate import demand function", *China Economic Review*, **14**, 142-163.

Thomas R. L. (1993). *Introductory Econometrics: Theory and Applications*. Longman. Andra upplaga.

Turner, P., (1999). "The balance of payments constraints and the post 1973 slowdown of economic growth in the G7 economies", *International Review of Applied Economics*, **13**, s. 41-53.

Wickens, M.R. och Breusch, T.S. (1988). "Dynamic specification, the long run and the estimation of transformed regression models", *Economic Journal*, **98**, s.189-205.

Elektroniska källor

Statistiska Centralbyrån (SCB), Nationalräkenskaper, www.scb.se