



Statistiska centralbyrån Statistics Sweden

Kvartalsmönster i BNP, slutrapport

2008:6

I serien Bakgrundsfakta presenteras bakgrundsmaterial till den statistik som SCB producerar inom området ekonomisk statistik. Det kan röra sig om produktbeskrivningar, metodredovisningar samt olika sammanställningar av statistik som kan ge en överblick och underlätta användandet av statistiken.

Utgivna publikationer från 2001 i serien Bakgrundsfakta till Ekonomisk statistik

- 2001:1 Offentlig och privat verksamhet – statistik om anordnare av välfärdstjänster 1995, 1997 och 1999
- 2002:1 Forskar kvinnor mer än män? Resultat från en arbetstidsundersökning riktad till forskande och undervisande personal vid universitet och högskolor år 2000
- 2002:2 Forskning och utveckling (FoU) i företag med färre än 50 anställda år 2000
- 2002:3 Företagsenheten i den ekonomiska statistiken
- 2002:4 Statistik om privatiseringen av välfärdstjänster 1995–2001. En sammanställning från SCB:s statistikällor
- 2003:1 Effekter av minskad detaljeringsgrad i varunomenklaturen i Intrastat – från KN8 till KN6
- 2003:2 Consequences of reduced grade in detail in the nomenclature in Intrastat – from CN8 to CN6
- 2003:3 SAMU. The system for co-ordination of frame populations and samples from the Business Register at Statistics Sweden
- 2003:4 Projekt med anknytning till projektet "Statistik om den nya ekonomin". En kartläggning av utvecklingsprojekt och uppdrag
- 2003:5 Development of Alternative Methods to Produce Early Estimates of the Swedish Foreign Trade Statistics
- 2003:6 Övergång från SNI 92 till SNI 2002: Underlag för att bedöma effekter av tidsseriebrott
- 2003:7 Sveriges industriproduktionsindex 1913–2002 – Tidsserieanalys
The Swedish Industrial Production Index 1913–2002 – Time Series Analysis
- 2003:8 Cross-country comparison of prices for durable consumer goods: Pilot study – washing machines
- 2003:9 Monthly leading indicators using the leading information in the monthly Business Tendency Survey
- 2003:10 Privat drift av offentligt finansierade välfärdstjänster. En sammanställning av statistik
- 2003:11 Säsongrensning av Nationalräkenskaperna – Översikt
- 2003:12 En tillämpning av TRAMO/SEATS: Den svenska utrikeshandeln 1914–2003
- 2003:13 A note on improving imputations using time series forecasts
- 2003:14 Definitions of goods and services in external trade statistics
- 2004:1 Hjälpverksamhet. Avrapportering av projektet Systematisk hantering av hjälpverksamhet
- 2004:2 Report from the Swedish Task Force on Time Series Analysis
- 2004:3 Minskad detaljeringsgrad i Sveriges officiella utrikeshandelsstatistik
- 2004:4 Finansiellt sparande i den svenska ekonomin. Utredning av skillnaderna i finansiellt sparande Nationalräkenskaper, NR – Finansräkenskaper, FiR Bakgrund – jämförelser – analys
- 2004:5 Designutredning för KPI: Effektiv allokering av urvalet för prismätningarna i butiker och tjänsteställen. Examensarbete inom Matematisk statistik utfört på Statistiska centralbyrån i Stockholm
- 2004:6 Tidsserieanalys av svenska BNP-revideringar 1980–1999
- 2004:7 Labor Quality and Productivity: Does Talent Make Capital Dance?
- 2004:8 Slutrapport från projektet Uppsnabbning av den ekonomiska korttidsstatistiken
- 2004:9 Bilagor till slutrapporten från projektet Uppsnabbning av den ekonomiska korttidsstatistiken
- 2004:10 Förbättring av bortfallsprocessen i Intrastat
- 2004:11 PLÖS. Samordning av produktion, löner och sysselsättning
- 2004:12 Net lending in the Swedish economy. Analysis of differences in net lending National accounts (NA) – Financial accounts (FA). Background – comparisons - analysis

Fortsättning på omslagets tredje sida!

Bakgrundsfakta

Kvartalsmönster i BNP, slutrappport

Ekonomisk statistik 2008:6

**Statistiska centralbyrån
2008**

Background Facts

Economic Statistics 2008:6

Methods for balancing, benchmarking and chaining quarterly National Accounts

Statistics Sweden
2008

Producent <i>Producer</i>	SCB, avdelningen för markroekonomi och priser Statistics Sweden, Macroeconomics and Prices Department Box 24300 SE-104 51 STOCKHOLM
------------------------------	--

Förfrågningar <i>Inquiries</i>	Göran Svensson, +46 8 506 945 48 goran.svensson@scb.se
-----------------------------------	---

Det är tillåtet att kopiera och på annat sätt mångfaldiga innehållet i denna publikation.
Om du citerar, var god uppge källan på följande sätt:
Källa: SCB, Bakgrundsfakta, Ekonomisk statistik 2008:6, *Kvartalsmönster i BNP, slutrapport*

It is permitted to copy and reproduce the contents in this publication.
When quoting, please state the source as follows:
Source: Statistics Sweden, Background Facts, Economic Statistics 2008:6, *Methods for balancing, benchmarking and chaining quarterly National Accounts*.

ISSN 1654-0719 (online)
ISSN 1650-9447 (print)

ISBN 978-91-618-1439-8 (print)

URN:NBN:SE:SCB-2008-X100BR0806_pdf (pdf)

Printed in Sweden
SCB-tryck, Örebro 2008:5

Förord

Arbete pågår inom SCB med förbättringar av den ekonomiska statistiken i drygt ett trettiotal delprojekt. Ett område avser säkrare kvartalsskattningar och mindre revideringar i nationalräkenskaperna, varav en del handlar om kvartalsmönster i BNP. Resultatet från arbetet med detta delområde presenteras i denna rapport.

BNP beräknas kvartalsvis från både användnings- och produktionssidan. Därefter sker avstämning så att ingen restpost redovisas för totala BNP-nivån. Avstämning görs också med de årsvisa beräkningarna. Rapporten utmynnar i förslag till förbättringar av metoder och verktyg för en säker och effektiv statistikproduktion med konsistenta resultat och med förbättringar i uppgifter som publiceras. Vi tackar för framförda synpunkter från användare av statistiken.

Statistiska centralbyrån i maj 2008

Gunnel Bengtsson

Göran Svensson

Innehåll

Förord	3
1 Sammanfattning	7
2 Bakgrund	9
3 Avstämning och kvartalsmönster	11
3.1 Historik och nuvarande metoder	11
3.2 Kvartalsvisa tillgångs- och användningstabeller (Kvior)	12
3.3 Idéer om utveckling	13
3.4 Utvärdering	14
3.4.1 Avstämningsmetoder i Kvior	14
3.4.2 Arbete med Kvior	15
3.5 Förslag	17
4 Kedjningsmetoder	19
4.1 Historik och nuvarande metoder	19
4.2 Idéer om utveckling	20
4.3 Utvärdering	20
4.4 Förslag	27
5 Benchmarking (Årsanpassning)	29
5.1 Historik och nuvarande metoder	29
5.2 Idéer om utveckling	30
5.3 Utvärdering	30
5.4 Förslag	32
6 Säsongrensning och kalenderkorrigering	33
6.1 Historik och nuvarande metoder	33
6.2 Idéer om utveckling	33
6.3 Förslag	35
Bilaga 1 – Framskrivningsprocess och körningar i, till och från Kvior (kvartalsvis input/output)	37
Inledning	37
Skapa versioner	37
Version i Kvior	37
Uppläggning av år där definitiv årsberäkning finns	38
Framskrivning: t.ex. från år 2002 till 2003	38
Överföringar till Kvior	40
RAS	41
Övriga funktioner	42
Nollning av residualer	42
Leveranser till Konjunkturinstitutet	42
Bilaga 2 – Benchmarking and Seasonal Adjustment – A Study of Swedish GDP	43
1 Introduction	43
2 Summary and conclusion	46
3 Benchmarking methods	48
3.1 Quadratic Minimization Methods	49
3.2 Principles of Benchmarking Methods	55

4 Data.....	58
4.1 Uniformly Distributed Bias.....	59
4.2 Increasing Bias	61
5 Results	61
5.1 Desirable Benchmarking Principles.....	61
5.2 Increasing Bias	65
5.3 Uniformly Distributed Bias.....	70
5.4 Swedish Activity Index	73
5.5 Autocorrelations of the Benchmarked Series	76
5.6 Choices of ARIMA-models	77
References.....	79
Appendix 1. SAS-program for UA, UM, MinD1, MinD4 and MinD5.....	81
Appendix 2. SAS-programs for MinQ	84
Appendix 3. Choices of ARIMA-models.....	86
Bilaga 3 – Kedjning av kvartalsdata i nationalräkenskaperna	87
Bakgrund	87
Index och fastprisberäkningar	87
Indexberäkningar i praktiken	88
Sammanfattning.....	89
Kedjeindex och fasta priser	89
Indexdrift	90
Kedjningsmetoder	91
Skillnad mellan metoderna	91
Skillnader för tillverkningsindustri	92
Avslutning	94
Referenser	95
Appendix A.....	96
Exempel.....	96
Bilaga 4 – Avstämning – Äldre metoder	97
Bilaga 5 – Konjunkturinstitutets och Riksbankens synpunkter på kvartalsdata	99
Beräkningsrutiner.....	99
Säsongrensning.....	99
Kalenderkorrigering.....	99
Publicering.....	100
Bilaga 6 – Länkar till viktiga referenser.....	101

1 Sammanfattning

Projektet föreslår följande :

- maskinella avstämningsrutiner ska läggas in i Kvior (Kviorssystemet se under avsnitt 2 Bakgrund), vilket möjliggör att Kvior kan användas vid kvartalsavstämning
- mer resurser läggs på kvartalsavstämningen inklusive uppföljning mellan kvartalsberäkningarna
- för 2004 läggs alla nya kvartalsmönster in på sina områden och får påverka framåt och bakåt i tidsserien
- avstämning ska göras för alla kvartal (med start 2004) i tidsserien utan restposter och publiceras i november 2007
- metoder för kvartalsberäkning analyseras
- att en databas för lagerberäkningar snarast byggs upp för att underlätta Kviorberäkningarna (det skulle även underlätta årsberäkningarna)
- övergång till kedjning med metoden Annual overlap
- införande av senaste helår som referensår
- Min d4 – metoden föreslås användas vid benchmarking
- vi ska göra direkt säsongrensning av BNP
- det ska finnas ett lättillgängligt bakgrundsdocument för säsongrensning
- vi ska publicera diskrepansen mellan direkt och indirekt säsongrensning
- vi ska redovisa osäkerhetsmått i säsongrensningen
- detaljer i senaste säsongrensning ska kommenteras
- NR behöver ett verktyg för att göra preliminära säsongrensningar på beräkningsnivå, kanske Demetra
- kedjning på senaste år tillsammans med Annual overlap ska införas så snart som möjligt (utredning behövs om praktiska konsekvenser)
- vi stöder en central databas för säsongrensning på SCB
- vi föreslår användning av 5-dagarsvecka för kalenderkorrigeringen
- kalenderkorrigerade siffror bör revideras samtidigt som säsongrensade
- seminarier behövs för användarna

Vidare utredning krävs på följande punkter

- en utredning av konsekvenser för datasystem och publiceringsrutiner av införandet av ny kedjningsmetod och utökad användning av Kvior
- vidare utredning av hur publicering av säsongrensade direktrensade tal skall publiceras förslås göras i Emma – projektet Säsongrensning:

2 Bakgrund

BNP beräknas kvartalsvis från både användnings- och produktionssidan. Därefter sker avstämning så att ingen restpost redovisas för totala BNP-nivån kvartalsvis.

Slutlig avstämning mellan produktion och användning i de kvartalsvisa reala BNP-beräkningarna görs för närvarande på totalnivå genom att den s.k. korrposten läggs till på användningssidan. Korrposten utjämnar skillnad i kvartalsvärde på totalnivå. För helåret är korrposten 0. Vi har utgått från att produktionssidans kvartalsfördelning (kvartalsmönster) är rätt och därmed lagt skillnaden i nivå för ett kvartal på användningssidan. Korrposten innehåller alltså oförklarad restpost per kvartal. Den kan analyseras på produktnivå i de kvartalsvisa tillgångs- och användningstabellerna (Kvior-systemet), som beskrivs i avsnitt 2.2. En analys av vad korrposten består av är en förutsättning för att kunna använda Kvior-systemet fullt ut i det kvartalsvisa avstämningsarbetet för 2005 och framåt. Reviderade kvartalsandelar har inte kunnat införas eftersom det skulle leda till ett behov att revidera tidsserien. Ändrade kvartalsmönster leder också till att metoder för årsanpassning (s.k. benchmarking) av definitiva årssiffror med befintliga kvartalsmönster och säsongrensning behöver ses över. Dessutom behövs en allmän utvärdering av säsongrensningen, t.ex. vad gäller direkt/indirekt metod och standardinställning eller inte.

För att lösa dessa problem har projektet Kvartalsmönster startats. Det har högsta prioritet på MP/NR och ingår i satsningen på säkrare kvartalsräkenskaper vilket har högsta prioritet på avdelningen. KI och/eller Riksbanken kan hjälpa oss med synpunkter, speciellt när det gäller kalenderkorrigering och säsongrensning. Internt kan Analysenheten delta med synpunkter.

Vissa av de nya metoderna användes vid kvartalsfördelning av årssiffrorna från NR:s generalrevidering. Målet med projektet var att kunna använda Kvior-systemet i kvartalsvis avstämning fullt ut. Detta innebär en förbättrad kvalitet för avstämningsarbetet av kvartalsvis BNP. Dessutom kommer en tydligare redovisning av resultaten bli följden av genomgången av säsongrensnings- och kedjningsmetoder. Detta innebär:

- en samlad dokumentation av metoder
- införande av all befintlig information om aktuella kvartalsmönster
- bättre avstämningsmetoder, bl.a. genom Kvior
- att korrposten ska bli noll för alla kvartal, d.v.s. korrposten ska förklaras
- utvärdering av årsanpassnings- och kedjningsmetod
- utvärdering av kalenderkorrigerings- och säsongrensningsmetoder
- införande av nya metoder och mönster i publicering av generalrevideringen
- att vi ska kunna publicera produktion och förbrukning för preliminärår samt att vi även för preliminärår ska kunna publicera förädlingsvärden i löpande priser för fler branscher än idag

Denna rapport är uppdelad i fyra olika delar. Dessa delar är avstämning och kvartalsmönster, kedjningsmetoder, benchmarking samt säsongrensning och kalenderkorrigering. Varje sådan del börjar med en beskrivning av dagens situation på området varefter projektgruppen presenterar de studier som man planerar genomföra i projektet. Resultatet av studierna presenteras sedan varpå förslag till beslut i frågan presenteras. Länkar till viktiga referenser finns i bilaga 6.

Under hela projektiden har deltagit Stefan Svanberg, Sven Öhlen, Eddie Karlsson, Anders Jäder och Göran Svensson(projektledare). Dessutom har deltagit Andreas Lennmalm, Ulrica Häll, Brigitta Hultblad, Maria Wallin och Ida Björk.

3 Avstämning och kvartalsmönster

3.1 Historik och nuvarande metoder

Vid avstämningen av kvartalsräkenskaperna har vid olika tidpunkter olika metoder använts för att stämma av mellan användning och produktion.¹ Gemensamt för dessa metoder är att vi aldrig har lyckats få en fullständig förklaring till skillnaderna. Lösningen har varit system med rest- och korrposter.

Från och med beräkningsåret 2000 avstäms BNP restpostlöst mellan produktions- och användningssida både för år och för kvartal. Restposten definierad som den slutliga skillnaden mellan produktions- och användningssida är därmed noll för helår. Detta innebär att eftersom vi fortfarande anser att produktionssidans kvartalsmönster är bättre än användningssidans måste användningssidan korrigeras för varje kvartal för att stämma med produktionssidan. Fortfarande finns alltså oförklarade skillnader mellan användningssida och produktionssida. Dessa skillnader läggs i den s.k. korrposten, vilkens årssumma alltid blir noll. Detta illustreras för referensåret 2004 i tabell 1 nedan. Så länge inte beräkning är gjord för årets alla kvartal sätts korrposten till samma belopp som för motsvarande kvartal året innan.

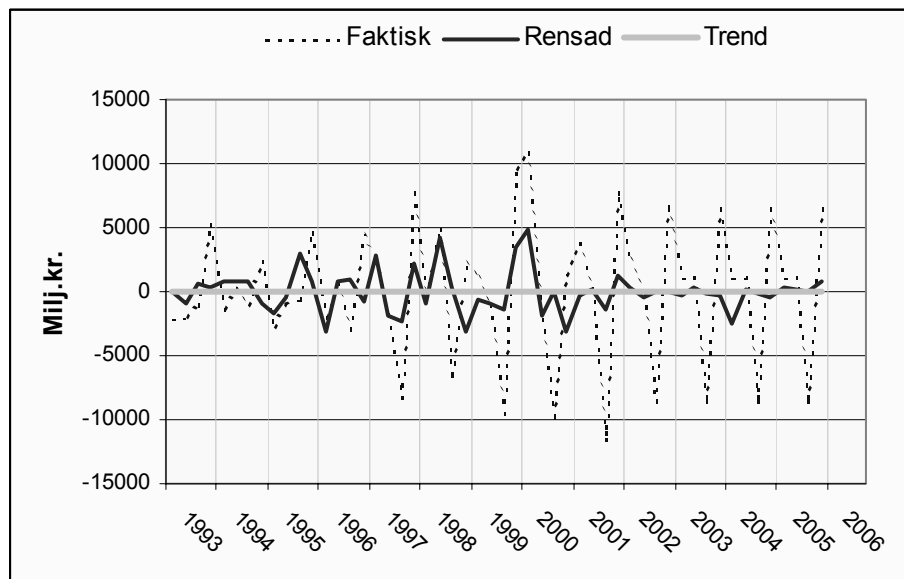
Tabell 1. Korrpost år 2004 i löpande priser

	Kv1	Kv2	Kv3	Kv4	Summa
BNP prod	617 181	655 559	614 731	677 585	2 565 056
BNP anv ex korr	616 200	654 564	623 096	671 196	2 565 056
Diff (Korrpost)	981	995	-8 365	6 389	0
BNP anv inkl korr	617 181	655 559	614 731	677 585	2 565 056

Korrposten är alltså i nuvarande beräkningar den oförklarade skillnaden per kvartal mellan användningssida och produktionssida. Den redovisas av praktiska skäl tillsammans med lager. Om förutsättningarna gäller att produktionssidans kvartalsmönster är rätt och det inte går att hitta felaktigheter i användningssidans andra delar är lageranvändning också en rimlig förklaring till korrposten.

Korrposten har ett tydligt säsongmönster, vilket framgår av diagrammet i figur 1 nedan över korrpostens utveckling 1993-2005.

¹ För detaljerad historik se bilaga 4

Figur 1. Korrpostens utveckling 1993-2005.

Genom en detaljerad produktvis analys och avstämning skulle man kunna få ned korrposten till noll. Detta kan göras med ett system av tillgångs- och användningstabeller precis som vid den årsvisa avstämningen. Detta skulle emellertid ge brott i tidsserien och kan därför inte införas utan att hela tidsserien räknas om.

Om antagandet om att produktionssidans mönster är rätt fortfarande gäller skulle avstämningen inskränka sig till att hitta var på användningssidan skillnaden ligger. BNP- utvecklingen skulle då inte heller behöva revideras. Vi misstänker dock att båda sidornas kvartalsmönster behöver uppdateras i samband med en fullständig kvartalsvis avstämning. Därför är det svårt att säga om det är mönstret från produktions- eller användningssidan som ska användas. Det blir snarare en ny avstämningsrutin med hjälp av Kvior som avgör hur detta problem ska lösas.

Kvartalsfördelningen på produktionssidan påverkas varje år av s.k. benchmarking, varigenom stora årsrevideringar fördelas på årets och tidigare års kvartal. Ändringar i kvartalsmönstret påverkar också säsongrensningmodellerna.

3.2 Kvartalsvisa tillgångs- och användningstabeller (Kvior)

Sedan slutet av 80-talet har definitiva årsvisa produktränskaper gjorts i ett integrerat system av tillgångs- och användningstabeller, där produktvis avstämning görs i både löpande och fasta priser. Detta system är numera upplagt i databasform (Prior). Fram till millennieskiftet fanns också en aggregerad variant av detta system, där halvårs- och kvartalanalys kunde göras. Detta system möjliggjorde preliminära beräkningar av förädlingsvärde i löpande pris per halvår. Efter plattformbytet på SCB vid millennieskiftet kunde detta system inte användas. Ett nytt system har därefter skapats, Kvior. Detta är samordnat med de övriga databaserna i NR:s system.

I Kvior gäller samma branschnivå som för de preliminära BNP-beräkningarna. Produktindelningen är symmetrisk med branschnivån, men dessutom tillkommer några ytterligare produkter. Det innebär att på detaljnivå används ett 70-tal bransch- och produktnivåer.

Kvartalsvisa tillgångs- och användningstabeller skapas för definitivår genom att årssiffror ur Prior aggregeras till kvartalsnivå och kvartalsfördelas med all befintlig kvartalsinformation. Lager per produkt måste därvid beräknas och indateras separat.

Med utgångspunkt från senaste helår i Kvior i löpande prisnivå kan framskrivning göras till kvartal påföljande år i föregående års prisnivå respektive löpande prisnivå med volymutveckling respektive utveckling i löpande priser enligt kvartalsberäkningarna. Av praktiska skäl använder vi alltså den s.k. "Annual overlap"-metoden (se avsnitt 4.1) för kedjningen till följande år. Om vår vanliga kedjningsmetod, "Over the year", skulle användas skulle det innebära att varje kvartal för utgångsåret skulle behöva beräknas och avstämmas i tre olika prisnivåer. För export och import förs uppgifter över direkt på produktnivå eftersom utrikeshandeln finns på produkt redan i kvartalsberäkningarna. Lager måste indateras efter särskild beräkning per produkt.

Förbrukning, konsumtion och investering i löpande priser skapas först genom reflatering med implicita prisindexar för inhemsk tillgång (IHT-indexar) ur Kviorssystemet. Därefter fördelas de på så vis skapade strukturerna ut med totaler ur kvartalsberäkningarna. Innan reflateringen analyseras IHT-indexarna och ersätts om det behövs med bättre indexar. Produktvisa skatter och subventioner skrivs fram i fasta priser och indateras i löpande priser.

För varje produkt visas i T/A –tabellen tillgång i form av produktion och import värderade till mottagarpriser jämförd med användning (export, fasta bruttoinvesteringar, hushållskonsumtion, offentlig konsumtion, lagerförändringar och insatsförbrukning). Residualen är ett resultat av skillnader mellan källorna på produktnivå. För framskrivna kvartal kan residualen t.ex. skapas av strukturförändringar i insatsförbrukningen.

Avstämning kan ske manuellt eller i viss mån maskinellt genom s.k. rasning (om rasning se bilaga 1, sid 6). Detta görs genom att kvarvarande residual för kvartalet får påverka branschernas förbrukning, varpå rasprogrammet fördelar ut restposten så att varje produkt får så liten residual som möjligt med bibehållna bransch-siffror för förbrukning. Problemet med denna metod är att vid avstämning av kvartal, som ska summera till ett avstämt helår, måste dessutom produktens residual på helår behållas. Detta har vi idag inte någon maskinell metod för. Genom att lägga in fler maskinella metoder och restriktioner för avstämning i Kvior kan vi uppnå ett maskinellt avstämningssystem som ger BNP-resultat snabbt och konsekvent. Vid varje avstämning måste då prövas om förutsättningarna gäller.

3.3 Idéer om utveckling

Eftersom införande av nya kvartalsmönster förutsätter revidering av hela tidsserien har korrposten hållits relativt konstant. Ny information om kvartalsmönster finns dock, liksom ny teknik för att göra produktvis avstämning

i Kvior-systemet. Vi föreslår att följande ska ingå i det fortsatta projektarbetet:

- en insamling av aktuella kvartalsandelar
- en genomgång av Kvior-systemets avstämningsmetoder för att hitta effektiva och gärna maskinella avstämningsmetoder
- produktvis avstämning av beräkning för år 2004 och 2005 i Kvior för att prova nya metoder och effekterna av korrpostens avskaffande
- dokumentation av en fullständig avstämning i Kvior

3.4 Utvärdering

3.4.1 Avstämningsmetoder i Kvior

Ett av syftena med kvartalsprojektet har varit att komma till rätta med den restpost (korrposten) som finns mellan tillgång och användning kvartalsvis och som nu ligger som en separat lagertyp. Detta är också en förutsättning för att vi ska kunna utnyttja Kvior-systemet fullt ut framledes.

Projektets mål inom detta område har varit att nå en fullständig avstämning mellan tillgång och användning per produkt i Kvior samt att ta fram arbetsmetoder för att kunna arbeta med Kvior i avstämningarna. Avstämningsprocessen vid en kvartalsberäkning genomförs under ett par dagars tid och det finns inte så mycket tid till att göra ingående analyser av resultaten i Kvior. Viss automatisering av avstämningsrutinerna kommer därför att vara nödvändig.

Ambitionen var att kunna arbeta med Kvior-systemet i skarpt läge från och med tredje kvartalet 2007. Kvior användes också i arbetet med att kvartalsanpassa de reviderade årsvärdena från generalrevideringen.

Projektet har kommit fram till att den mest effektiva metoden i avstämningarna är att analysera och avstämna de produktvisa residualerna både manuellt och maskinellt. I systemet ska det då vara möjligt att kunna kvota på all användning och tillgång.

Utgångspunkten är att varje produktgrupp har en bestämd struktur över hur residualen ska fördelas mellan användning och tillgång. En automatiserad avstämning av residualerna kommer inte att fungera för alla produkter. Vilka produkter som behöver ses över separat kommer troligen att variera mellan beräkningsomgångar. Produkter med stora residualer och eller stora skillnader mellan löpande och fasta priser behöver ses över och bedömas i särskild ordning. I systemet behöver det därför vara möjligt att kunna välja om en produkt ska ingå i den automatiserade avstämningen utifrån den förutbestämda fördelningen eller om den ska bedömas separat.

Några produkter kommer alltid att behöva analyseras separat eftersom framskrivningsprocessen, när en ny version skapas i Kvior, inte genererar korrekta värden för alla produkter. Det gäller i första hand FISIM och Merchanting.

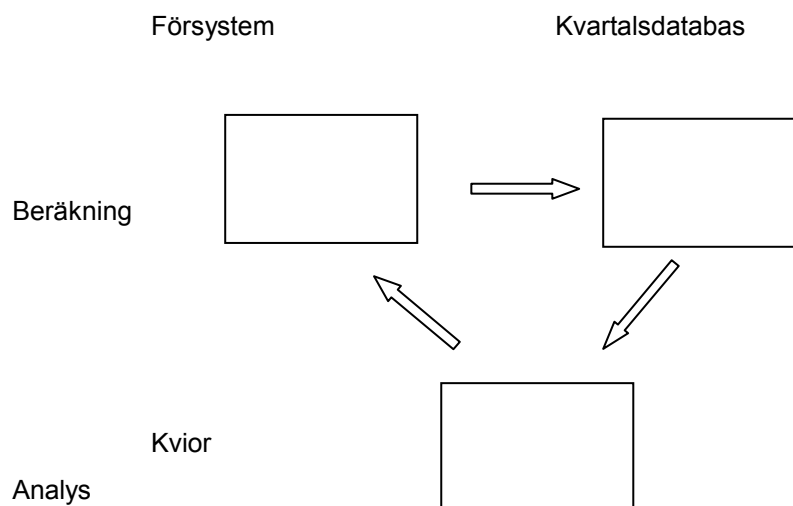
Lager måste indateras separat. Ett problem är att detta förutsätter en excelhantering som är tidskrävande och vid fördelning av årstotaler blir det ännu svårare eftersom det är svårt att kvartalsfördela en årssiffra för lager.

När väl avstämningen är avslutad i Kvior behöver slutliga värden återföras till respektive förssystem. Förslaget från projektet är att detta görs manuellt för alla typer av användning men att förädlingsvärden ska kunna föras över från Kvior tillbaka direkt till kvartalsdatabasen eller via ett planerat förssystem för näringslivets produktion.

3.4.2 Arbete med Kvior

Avstämningar vid en kvartalsberäkning

Analys av kvartalsberäkning med hjälp av Kvior



Kvior skapas med hjälp av innehållet i kvartalsdatabasen, vilka bygger på innehållet i försystemen. Vid uppläggnen av aktuell period i Kvior används även information från senaste definitiva årsberäkning. Analys görs också med andra metoder än Kvior.

Att ta fram en ny version av Kvior i samband med en kvartalsberäkning tar ungefär en halv dag. Överföring från förssystem och kvartalsdatabas och den framskrivning som sker när versionen skapas går snabbt. Däremot behöver en del manuella kontroller och korrigeringar göras för att se att framskrivningen i Kvior ger rätt värden. I bilaga 1 beskrivs hur en ny version av Kvior skapas och det framgår också vilka kontroller som behöver göras.

Arbetet med Kvior behöver starta så fort indateringar är gjorda i kvartalsdatabasen och försystemen. Det innebär att arbetet med Kvior sätts igång i samband med att dragningar pågår. Eventuella kompletteringar/rättningar efter dragningar får därefter tas in i Kvior när de uppkommer. För användningssidans delar kan nya överföringar av totaler göras efter att en ny version skapas. Förädlingsvärden behöver troligen indateras manuellt?.

Kvior skapas både i fasta priser och löpande priser. När löpande priser ska skapas i Kvior finns möjlighet att välja vilka indexar som ska användas. Vid själva uppläggnen av Kvior bör IHT-indexar väljas utan vidare analys. Indexarna får sedan granskas vid produktavstämningen.

När väl Kvior är skapad kan produktavstämningen påbörjas. Förslaget från projektet är att avstämningen görs i avstämningsgruppen. Med tanke på att det är ont om tid tror vi ett upplägg liknande det vid årsberäkningarna, där ett produktansvar är fördelat på många personer, blir svårt att hinna med. Däremot behöver en löpande dialog föras med beräkningsansvariga om vilka korrigeringar som införs. Eftersom Kvior har seriehantering så finns möjligheter att prova olika lösningar under avstämningsarbetet.

Så snart en avstämd version finns klar bör även alla beräkningsansvariga se över resultatet och lämna förslag på eventuella ändringar. Ett frågetecken är hur indexanalys och val av indexar ska ske. Möjligen bör beräkningsansvariga se över vilka indexar som ska väljas. Detta bör i sådant fall göras innan själva produktavstämningen påbörjas. Det bör också övervägas huruvida Kvior ska skapas i löpande eller fasta priser först. Avstämningsgruppen kommer att ges mer resurser just mot bakgrund av de ökade analysmöjligheter som Kvior ger. I avstämningsläget är tanken att fyra personer ska kunna arbeta med körningar och analyser av Kvior.

En viktig förutsättning för att arbetet med Kvior ska kunna hinnas med är att tiden för avstämningsarbetet ökas med 1 – 2 dagar så att 2,5 – 3,5 dagar kan ägnas åt detta arbete jämfört med nuvarande 1,5 – 2 dagar. När väl Kvior är avstämt och klart bör vi nog räkna med att en halv dag behövs för att återföra uppgifter till förssystem och kvartalsdatabasen och göra en slutlig analys av resultaten i kvartalsdatabasen. Behovet av fler dagar för avstämning får vägas mot uppsnabbningsbehov. Detta innebär att om två dagar extra inte går att få måste antingen avstämningen göras på ett mer maskinellt sätt och därefter revideras till nästa beräkning eller avstämning bara göras fullständigt i fasta priser i samband med beräkningen.

Anpassning till helår

Vid arbete med anpassning till helår kan man tänka sig två funktioner i Kvior. Antingen görs avstämningen på samma sätt som vid en kvartalsberäkning. Det vill säga att varje produktgrupp stäms av inom kvartalet och varje kvartal för sig. Eller så stäms kvartalen för respektive produktgrupp av mot helårsvärdet för produktgruppen. Projektet har kommit fram till att det bästa är att kvota bort residualen inom året på varje produktgrupp. Om alla fyra kvartalen får samma andel för vad som ska kvotas inom produkten och totalresidualen för helåret är noll ger metoderna samma resultat.

Hur arbetet med årsanpassning ska läggas upp är också avhängigt av vilken kvartalsfördelningsmetod(benchmarkingmetod) som väljs. Antingen används benchmarkingmetod på faktiska värden vilket i så fall får implikationer på hur avstämningsarbetet ska göras. Om benchmarking sker av produktionssidan så bör avstämningsmetoder finnas för att anpassa användningen på produktnivå. Ett annat alternativ är att benchmarkingmetoder endast används på säsongrensade serier och att de faktiska värdena blir opåverkade.

3.5 Förslag

Vi föreslår att:

- a) maskinella avstämningsrutiner ska läggas in i Kvior, vilket möjliggör att Kvior kan användas vid kvartalsavstämning
- b) mer resurser läggs på kvartalsavstämningen inklusive uppföljning mellan kvartalsberäkningarna
- c) vid den definitiva årsberäkningen för 2004 lades all ny information om kvartalsfördelning in på sina områden och påverkade framåt och bakåt i tidsserien
- d) avstämning gjordes för alla kvartal (med start 2004) i tidsserien utan restposter och publicerades i november 2007
- e) metoder för kvartalsberäkning analyseras ytterligare med hjälp av insamlad information från beräkningsansvariga
- f) en databas för lagerberäkningar snarast byggs upp för att underlätta Kviorberäkningarna (det skulle även underlätta årsberäkningarna)

4 Kedjningsmetoder

4.1 Historik och nuvarande metoder

För att mäta volymutvecklingen fastprisberäknas BNP och dess komponenter. De nya nationalräkenskaperna enligt SNA93/ENS95² infördes i Sverige i maj 1999. Enligt SNA93 används ett kedjeindex.

För årsräkenskaperna är kedjeindexberäkningen specificerad enligt SNA93.

Däremot för kvartalsräkenskaperna finns det olika kedjningsmetoder³. I handböcker⁴ för kvartalsräkenskaperna finns tre metoder beskrivna. Skillnader mellan metoderna är vägvalet vid jämförelser (basårets priser) mellan två tidpunkter eller vilken basperiod som ett givet kvartal jämförs med.

Årsräkenskaperna har en eftersläpning på två år. Ett alternativt basårsval är senast tillgängliga årsräkenskapsår. Dock görs avstämningar i kvartalsräkenskaperna för att förbättra kvaliteten. För att utnyttja dessa valdes senast tillgängliga kvartalsräkenskapsår som basår.

Vid övergången 1999 var den viktigaste jämförelsen mellan kvartalet nuvarande år med samma kvartal föregående år. Därför valdes

- "Over the year" (OY). Jämför kvartalet nuvarande år med samma kvartal föregående år.

I manualen (Handbook on price and volume measures in national accounts) nämns ytterligare två metoder:

- "Annual overlap" (AO) används i IPI och nya KPI: Jämför kvartalet nuvarande år med föregående helår⁵.
- "One quarter overlap" (QO4) används i PPI och KPI (tidigare): Jämför kvartalet nuvarande år med kvartal 4 föregående år.

Från Eurostat, se manualen, finns det en viss kritik mot "Over the year"⁶. Flera länder har övergått från denna metod till någon av de övriga två metoderna. Dessutom använder många länder senast fullständiga årsräkenskapsår som basperiod.

En jämförelse mellan de tre metoderna har gjorts (senast tillgängliga kvartalsräkenskapsår som basperiod). Både teoretiskt och empiriskt finner vi att "One quarter overlap" är biased, oftast negativt. Biased innebär att summan av kvartalen skiljer sig från året. Biasen kan vara av storleksordningen 2 %.

² System National Accounts 1993 (se även ESA95 European System of National Accounts 1995)

³ Framskrivningar enligt NR-terminologi

⁴ Eurostat, IMF

⁵ Omräknat till kvartalsnivå

⁶ Gäller främst IMF

Det innebär att denna metod måste årsanpassas varje kvartal⁷ för att undvika stora revideringar när alla kvartal för året har beräknats.

Teoretiskt är endast "Annual overlap" unbiased⁸. Det finns även en bias för "Over the year" men den är mycket liten. Eftersom skattningarna kan vara osäkra för vissa serier talar det för "Annual overlap" eftersom en basperiod baserat på ett helår är säkrare än ett enskilt kvartal.

Slutsats: Endast "Annual overlap" och "Over the year" kan användas utan löpande årsanpassning. "One quarter overlap" måste årsanpassas efter varje kvartal⁹ eller inte användas.

En presentation av studien gjordes för NR-nämnden (se bilaga 3). Vår tolkning av användarnas reaktioner är att metoderna "Over the year" och "Annual overlap" ansågs acceptabla. Om det inte förelåg några större skäl till byte av metod skulle nuvarande metod behållas. "One quarter overlap" var de skeptiska till.

4.2 Idéer om utveckling

Vi bör utreda om kedjningsmetoden behöver ändras. Dessutom hänger kedjning och benchmarking ihop; "One quarter overlap" tillsammans med benchmarking är detsamma som "Annual overlap". Därför behövs en utredning av effekten av metodval när det gäller kombinationen av kedjning, benchmarking och säsongrensning.

Vi kan också behöva argumentera för de metodval som avviker från Eurostats/övrige länders synsätt. I samband med detta bör av valet av basår och referensår utredas.

4.3 Utvärdering

SCB¹⁰ deltar i en Task Force Seasonal Adjustment in the National Accounts. Där behandlas förutom säsongrensning även kedjningsmetoder och benchmarking samt ordningen mellan dessa. Rekommendationer skall presenteras inför CMFB¹¹ i början av 2008.

Indata till kedjningen är fasta priser i både föregående och nuvarande års priser. Alla tre kedjningsmetoderna innebär att två kvartal i samma prisnivå jämförs.

Först en sammanfattning av produktionsprocessen för publicering av år t för olika kvartal.

⁷ Hur detta skall göras kräver ytterligare metodstudier

⁸ I ovan nämnda mening

⁹ Det låter svårt men är väldigt enkelt. Se nästa avsnitt om sambandet mellan kedjning och benchmarking.

¹⁰ Sven Öhlén och Stefan Svanberg

¹¹ The Committee for Monetary, Financial and Balance of Payments statistics

Finns det nya årssiffror (3:e kvartalet år t) genomförs först Steg 1-4.

- 1) Kedjning
- 2) Benchmarking av tre år ($t-4$, $t-3$ och $t-2$)
 - a) Benchmarking
 - b) Omräkning till Fasta priser, i nuvarande års pris och föregående års pris.
- 3) Avstämning görs i fasta, föregående års, och löpande priser för $t-4$, $t-3$ och $t-2$.
- 4) En ny skattning och avstämning görs i fasta, föregående års, och löpande priser för $t-1$.

Därefter för 3:e kvartalet eller annars för 1:a, 2:a och 4:a kvartalet:

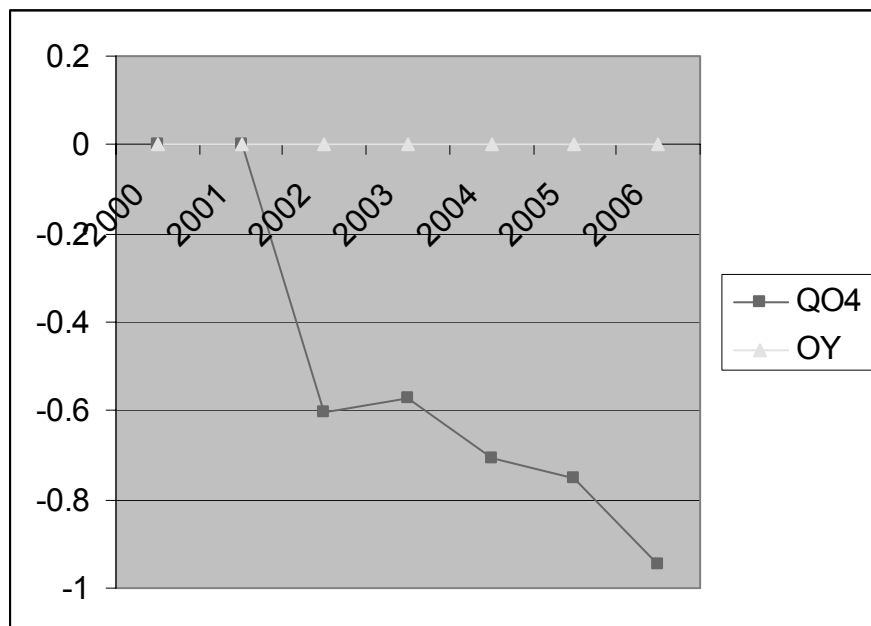
- 5) Skattar fasta, löpande priser och prisindex år t för de kvartal som skall beräknas)
- 6) Avstämning i fasta och löpande priser.
- 7) Kedjning
 - a) Kedjning
 - b) Simple Benchmarking (diskrepansen mellan år och kvartalssumman läggs på fjärde kvartalet)
- 8) Säsongrensning

I steg 5 används senaste helår som basår. Detta helår är en preliminär års-siffra som i sin tur har använt föregående år som basår. Ett alternativ är att använda senaste definitiva år som basår. Detta alternativ bedöms som sämre om antagandet att avstämningen (steg 6) förbättrar skattningen av föregående år.

Ett syfte med kvartalsräkenskaperna är att tidigt få en uppfattning om års-siffrorna. Det innebär att en kedjningsmetod skall vara unbiased. "Annual overlap" uppfyller alltid detta. Från figur 2 och tabell 2 ser vi att "Over the year" är approximativt unbiased. Det största respektive minsta årsbiasen för den totala importen fob¹² är 0,007 och -0,028 %. Från figur 2 ser vi att "One quarter overlap" är biased för BNP, -1%. För andra aggregat är avvikelserna större, se tabell 3.

¹² Free on board

Figur 2. Årsbias för BNP, "Over the year" (OY) och "One quarter overlap" (QO4) .



Tabell 2 Årsbias 1993-2006 för "Over the year" (%).

Aggregat	maximum	minimum
Import tot fob	0.007	-0.028
Import varor tot fob	0.007	-0.044
Import tjänster tot fob	0.016	-0.011
Hushållens kons inkl HIO	0.004	0.000
Konsumtion (inkl direkt) Offentliga sektorn	0.017	-0.002
Konsumtion (inkl direkt) Primärkommuner	0.002	-0.001
Konsumtion (inkl direkt) Staten inkl socialf	0.069	-0.001
Konsumtion (inkl direkt) Landsting	0.018	-0.001
Konsumtion (inkl direkt) Kommuner	0.004	0.000
Fast bruttoinvestering tot	0.013	-0.006
Fast bruttoinvestering näringslivet	0.020	-0.003
Fast bruttoinvestering offentliga myndigheter	0.006	-0.013
Fast bruttoinvestering statliga myndigheter	0.023	-0.125
Fast bruttoinvestering kommunala myndigheter	0.006	-0.004
Export tot fob/mfob	0.018	-0.018
Export varor tot fob/mfob	0.025	-0.030
Export tjänster tot fob/fob	0.017	-0.012
FV offentl myndigh	0.001	0.000
Jordbruk, skog och fiske	0.008	-0.004
Utvinning	0.248	-0.043
Tillverkning	0.049	-0.025
El, gas värme; 'Vattenverk, reningsv	0.025	-0.007
Byggindustri	0.000	-0.023
Parti o detaljhandel; 'Hotell och restauran	0.001	-0.001
Transporter	0.002	-0.003
Kreditinst o försbol, 'Uthyrning, kons mm	0.001	-0.007
Övriga off o priv tj	0.005	-0.004
Jordbruk	0.008	-0.012
Skogsbruk	0.003	-0.007
Fiske	0.274	0.000
Utv av energimineral	0.856	-0.362
Utv av metallmalm	0.061	-0.020
Övrig mineralutvin.	0.047	-0.213
Jord o stenvaror	0.010	-0.007
Stål- o metallverk	0.001	-0.006
El, gas värme	0.000	-0.007
Vattenverk, reningsv	0.008	-0.007
Byggindustri	0.000	-0.023
Parti o detaljhandel	0.001	0.000
Hotell och restauran	0.003	-0.009
Kreditinst o försbol	0.001	-0.001
82000	0.000	0.000
Utbildn o sjukv mm	0.005	-0.004
BNP	0.006	-0.001

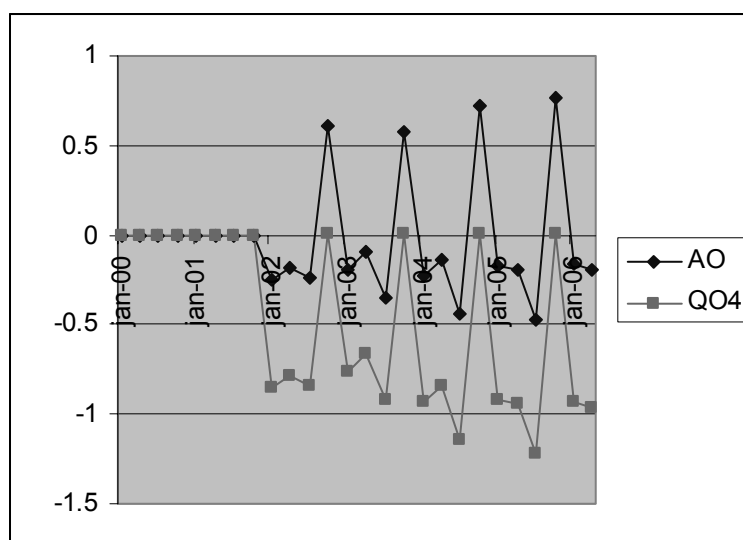
Tabell 3 Årsbias för one quarter overlap 1993-2006 (%).

Aggregat	maximum	minimum
Import tot fob	1.795	-8.773
Import varor tot fob	2.098	-13.039
Import tjänster tot fob	7.128	-2.750
Hushållens kons inkl HIO	0.533	-3.874
Konsumtion (inkl direkt) Offentliga sektorn	2.137	-1.790
Konsumtion (inkl direkt) Primärkommuner	1.923	-4.849
Konsumtion (inkl direkt) Staten inkl socialf	11.187	-0.220
Konsumtion (inkl direkt) Landsting	0.036	-10.663
Konsumtion (inkl direkt) Kommuner	0.075	-6.613
Fast bruttoinvestering tot	2.506	-3.955
Fast bruttoinvestering näringslivet	0.362	-7.449
Fast bruttoinvestering offentliga myndigheter	25.280	-0.065
Fast bruttoinvestering statliga myndigheter	36.686	-0.203
Fast bruttoinvestering kommunala myndigheter	17.895	-0.122
Export tot fob/mfob	0.908	-4.885
Export varor tot fob/mfob	0.852	-9.824
Export tjänster tot fob/fob	19.169	-0.228
FV offentl myndigh	0.003	-2.736
10000	0.834	-5.879
20000	20.898	-0.404
Tillverkning	0.000	-9.303
40000	0.398	-11.320
Byggindustri	6.543	-3.986
60000	0.439	-8.674
70000	1.882	-2.033
80000	6.030	-0.260
Övriga off o priv tj	14.780	-0.884
Jordbruk	3.095	-0.750
Skogsbruk	0.866	-7.482
Fiske	10.591	-40.885
Utv av energimineral	0.255	-38.458
Utv av metalmalm	9.697	-1.277
Övrig mineralutvin.	46.136	-0.885
31000	2.998	-2.627
32000	0.192	-11.313
33000	4.582	-0.918
34000	9.362	-2.988
35000	0.530	-15.413
Jord o stenvaror	4.282	-4.918
Stål- o metallverk	14.956	-4.515
38000	0.000	-19.560
39000	0.731	-19.680
El, gas värme	0.001	-12.875
Vattenverk, reningsv	0.042	-4.047
Byggindustri	6.543	-3.986
Parti o detaljhandel	0.164	-7.440
Hotell och restauran	0.011	-15.983
71000	6.632	-1.574
72000	1.508	-5.408
73000	0.155	-3.071
Kreditinst o försbol	8.970	-0.002
82000	1.742	0.000
Uthyrning, kons mm	6.179	-1.103
Utbildn o sjukv mm	14.780	-0.884
BNP produktionssidan	0.059	-1.857
BNP	0.060	-1.775

Slutsats: "One quarter overlap" skall inte användas. Både "Over the year" och "Annual overlap" är approximativt unbiased.

En annan kritik mot "Over the year" är att den generar säsong. En jämförelse görs nedan mellan "säsongsfaktor" för olika kvartal, andelen av årsvärdet som ligger på kvartalet, mellan olika metoder.

Figur 3. Relativ differens i säsongfaktorn relativt "Over the year". Inkluderar även biasen för "One quarter overlap".



Från figur 3 ser vi att säsongfaktorn för "Over the year" avviker från de båda andra metoderna. Om referensåret skall vara föregående helår är "Over the year" mycket olämplig eftersom säsongfaktorn ändras då referensåret ändras. De andra metoderna har samma säsongfaktor oberoende av referensår. Detta gäller inte "Over the year". Slutsatsen blir att den nuvarande metoden generar säsong.

Vid ett "Task Force"-möte 23-24 april 2007 undersöktes effekten av ordningen av metoder. Slutsats blev att ordningen är viktig. "Annual overlap" var den metod som var stabilast. Dessutom undersöktes steg 2, Benchmarking med omräkning till Fasta priser i kombination med kedjningsmetoden. Itererade kedjning och benchmarking

Kedjning -> Benchmarking -> Kedjning -> Benchmarking -> ...

"Annual overlap" konvergerade. Efter den första benchmarkingen ändrades inte förändringstalen. Detta gällde inte för Over the year. BNP kvartal 3 2003 startade på 1% för att efter 3 iterationer vara -0.3%. Det berodde på en omfördelning mellan kvartalen. Felet är omräkning till fasta priser i föregående års priser, steg 2b. Den förutsätter att "Annual overlap" används som kedjningsmetod. Slutsats: "Annual overlap" skall användas innan benchmarking. Alternativet är att använda endast två år vid benchmarkingen vilket inte rekommenderas.

ECB har utvecklat en programvara för aggregering och disaggregering av fasta priser. Från aggregat A och B skapas A+B eller från aggregat A och A+B skapas B. "Annual overlap" har enklare aggregeringsegenskaper än

"Over the year". Kombinationen med benchmarking försvårar/omöjliggör aggregeringsegenskaperna för "Over the year".

Kontakter med användare: År och kvartal stämmer inte överens för "Over the year". I nuläget lägger SCB diskrepansen på 4:e kvartalet med 2000 som referensår. KI korrigerar inte för diskrepansen och använder föregående år som referensår. Finansdepartementet arbetar med år och föregående år som referensår. De förordade "Annual overlap" med föregående år som referensår.

"One quarter overlap" skall inte användas. "Over the year" skall inte användas om referensåret skall vara föregående helår. Nuvarande metod är mycket tveksam. Om mer än två år skall användas vid benchmarking skall "Annual overlap" användas.

Internationellt: De flesta länder i Europa använder "Annual overlap". Det var ingen i Task force som rekommenderade den i Sverige använda metoden. Nederländerna som använder "Over the year" funderar också på att byta. I framtiden skulle Sverige kunna vara det enda land som använder "Over the year" om byte inte görs till Annual overlap.

Andra undersökningar: KPI-utredningen förordade "Annual overlap" i stället för "One monthly overlap". "Annual overlap" används i IPI och volymindex. Det är en fördel om samma kedjningsmetod används i alla serier

Skäl för att byta till "Annual overlap":

- 1) Unbiased.
- 2) Användare föredrar den.
- 3) Vi gör på samma sätt som andra länder.
- 4) Kombinationen benchmarking och kedjning görs på rätt sätt. I nuläget måste detta göras om.
- 5) "Annual overlap" är den stabilaste kedjningsmetoden i kombination med säsongrensning och benchmarking.
- 6) "Over the year" genererar säsong.
- 7) "Annual overlap" har bättre/enklare aggregeringsegenskaper.
- 8) I avstämningsarbetet¹³ används "Annual overlap" för att förenkla beräkningarna.
- 9) Använder samma kedjningsmetod som KPI och IPI och volymindex.
- 10) Slipper lägga diskrepansen mellan summan av kvartalen och året på fjärde kvartalet.
- 11) SCB följer de framtida rekommendationerna¹⁴ från Eurostat.

Det finns inget skäl för att behålla "Over the year". "One quarter overlap" skall inte användas.

¹³ Kvior

¹⁴ Är i nuläget inte klara. Det finns ingen i task force som ser "Over the year" som den bästa metoden.

4.4 Förslag

Vi föreslår att kedjningen i fortsättningen görs med "Annual overlap" eftersom den fungerar bäst tillsammans med benchmarking och säsongrensning. Dessutom skulle det vara en fördel om vi kan ha senaste helår som referensår eftersom de två senaste åren då blir aggregerbara. Byte av kedjningsmetod kunde av praktiska skäl inte genomföras i samband med publiceringen av generalrevideringen, men bör göras så snart alla tekniska och publiceringsmässiga problem har lösts. I samband med kedjning före benchmarking har "Annual overlap" använts i samband med generalrevideringen även om den metoden inte används i publiceringskedjningen.

5 Benchmarking (Årsanpassning)

Utöver förädlingsvärdet för den offentliga sektorn utgörs BNP från produktionssidan också av summan av förädlingsvärdena för ett antal branscher inom näringslivet. Dessa branschvisa förädlingsvärden beräknas i de preliminära kvartalsberäkningarna ofta genom framskrivning av en nivå, vilken i sin tur beräknats vid en s.k. definitiv årsberäkning. Årsberäkningen görs knappt två år efter referensåret och bygger på mer säkra uppgifter än de preliminära kvartalsräkenskaperna. När man efter ca två år gör en definitiv årsberäkning av det år för vilket det tidigare bara fanns preliminära kvartalssiffror uppkommer det för de allra flesta branscher en differens mellan summan av de fyra preliminära kvartalen och den nya årssiffran. Den process där de fyra kvartalsvärdena justeras så att de överensstämmer med den nya årssiffran kallas för årsanpassning eller benchmarking.

5.1 Historik och nuvarande metoder

Det finns flera metoder för årsanpassning. Fram till 1985 användes, vilket beskrivs i bilaga 4, den så kallade Bassiemetoden. Mellan 1985 och senast 1998 användes sedan den s.k. MinD4-metoden. Vid övergången från SNA69 till ENS95 år 1999 gjordes dock årsanpassning för tidsserien 1993 till 1998 med hjälp av MinQ-metoden och denna metod har sedan dess använts på SCB. Både MinD4-metoden och MinQ-metoden bygger på att utvecklingen mellan på varandra följande kvartal ska bevaras i så stor utsträckning som möjligt från den preliminära serien. Detta gör dock att andelarna av årsvärdet som hamnar på de olika kvartalen förändras från preliminär till årsanpassad serie.

Av olika skäl kan det hända att resultaten av MinQ-metoden för vissa branscher bedöms som mindre bra. En metod som nu ofta används på SCB i dessa fall är den s.k. raka omproportioneringen (eng. UM-metoden, Uniformly Multiplicative). Denna metod fördelar ut skillnaden mellan årsvärdet och summan av kvartalsvärdena på de enskilda kvartalen proportionellt mot storleken av de preliminära kvartalsvärdena. Det innebär att om första kvartalet t.ex. motsvarar 23% av summan av de fyra kvartalen kommer också 23% av skillnaden mellan årsvärdet och summan av de fyra kvartalsvärdena att läggas på första kvartalet. Den raka omproportioneringen behåller kvartalsmönstret (andelarna av det totala årsvärdet som ligger på de olika kvartalen), men kan göra att utvecklingen från fjärde kvartalet året innan till första kvartalet det aktuella året blir "mindre bra". Det kan uppstå språng i serien vid årsskiften, vilket kan upplevas som onaturligt.

För närvarande antas att produktionssidans kvartalsmönster är mer korrekt än motsvarande mönster på användningssidan. Årsanpassning görs därför för närvarande enbart på de branschvisa förädlingsvärdena i näringslivet. Det är sedan tänkt att användningssidan ska justeras till produktionssidans mönster.

5.2 Idéer om utveckling

MinQ metoden är implementerad i ett SAS-program som dock inte är helt automatiserat. En del manuella ingrepp i Excel krävs. Tester har gjorts av en automatiserad version av SAS-programmet där manuella handgrepp i Excel inte längre behövs. Programmet bör dock struktureras upp och förbättras. Det är något som skulle kunna genomföras i fortsättningen av detta projekt. Resultatet skulle bli en viss tidsvinst samt en mer säker process. I denna del skulle också kunna ingå att utveckla metoder för att följa upp och utvärdera resultatet av årsanpassningen per bransch.

Även i de fall då det bara är ett år av kvartalsvärden som ska anpassas till ett nytt årsvärde ändrar många årsanpassningsmetoder kvartalsmönstret även för något eller några tidigare år. Detta görs för att hela tidsserien ska få ett bra mönster. I samband med generalrevideringar händer det dessutom att en hel tidsserie med kvartalsvärden måste anpassas till flera nya årsvärden. En nackdel med MinQ är i nuläget att man enbart kan årsanpassa tre år. Det gör att man vid en generalrevidering måste köra programmet flera gånger vilket också kan leda till sämre kvartalsmönster i skarvarna mellan körningarna.

Vi har även tillgång till en SAS-implementering av en alternativ metod kallad MinD4-metoden. Teoretiskt har man kunnat visa att MinQ och MinD4 ger mycket lika resultat. MinD4 har dock inte någon begränsning när det gäller antal år som kan köras. Det gör att denna metod kanske kan ses som en alternativ metod i samband med generalrevideringen. Detta beaktades i det fortsatta projektarbetet.

Som tidigare sagts har man hittills ansett att produktionssidans mönster är det mest korrekta och därför årsanpassat gentemot detta varefter man anpassat användningssidan till produktionssidans mönster. Denna syn skulle dock kunna ifrågasättas. Vi testade därför i det fortsatta projektarbetet årsanpassning av användningssidan.

Ett flertal andra metoder för årsanpassning finns också, t.ex. MinD1-metoden, MinD2-metoden, MinD3-metoden (där MinQ är ett specialfall) och MinD5 metoden. Dessa metoder kommer i det fortsatta projektarbetet att utvärderas både empiriskt och efter hur väl de uppfyller önskvärda kriterier

5.3 Utvärdering

Det är alltså enbart för förädlingsvärdena i näringslivets branscher som årsanpassningen genomförs med MinQ-metoden. För användningssidan och övriga delar av produktionssidan används den s.k. raka omproportioneringen i de fall där summan av de fyra kvartalsvärdena inte är lika stor som det nya årsvärdet. Om MinQ-metoden eller en liknande metod användes även för dessa delar är det möjligt att kvartalsmönstret skulle bli bättre och avstämningen därigenom underlättas. Vi kommer därför i detta avsnitt att undersöka vilka skillnaderna skulle bli om man använde MinQ-metoden även för användningssidan och resten av produktionssidan.

Den mest korrekta metoden är nog att genomföra årsanpassningen på detaljerad nivå. Detta skulle tex för hushållens konsumtionsutgifter innebära att man genomförde årsanpassningen per konsumtionsändamål. Vi

har här som en approximation genomfört årsanpassningen på mer aggregerade nivåer, tex total hushållskonsumtion.

Det kan dock vara svårt att undersöka huruvida det nya mönstret blev bättre än det gamla. Vi har inget objektiva mått på hur bra ett enskilt mönster är. Vi kan dock försöka utvärdera huruvida kvartalsavstämningen hade underlättats med det nya mönstret.

I de fall som en årsanpassning är aktuell så innebär en kvartalsavstämning att man omfördelar användning alternativt tillförsel mellan kvartalen för att eliminera den sk restposten. Om restposten blir mindre när alla komponenter årsanpassats med MinQ eller liknande metod så kan man hävda att kvartalsavstämningen underlättats. Vi vill därför jämföra den restpost som föreläggat innan kvartalsavstämningen vid tidigare genomförda kvartalsavstämningar med den restpost som hade uppkommit om MinQ-metoden eller liknande metod hade använts på alla komponenter.

I kvartalsdatabasen har man dock inte tillgång till någon form av seriehantering där en s.k. version kan frysas så som den såg ut i olika lägen av framställningsprocessen. NR-enheten har inte heller haft någon rutin att spara undan kvartalsvärdena innan kvartalsavstämningen. Det gör att alternativa kvartalsmönster endast kan jämföras med de kvartalsmönster som skapas efter kvartalsavstämningen. Detta görs i tabellerna nedan.

Tabell 4. Offentlig konsumtion

Ar	Pris	version 200646				Differens vid anv. av MINQ			
		KV1	KV2	KV3	KV4	KV1	KV2	KV3	KV4
2002	LP	155 798	166 044	159 965	176 347	1 237	-1 541	2 103	-1 799
2002	FP	158 698	162 709	131 935	175 305	925	-1 586	2 124	-1 463
2003	LP	163 170	173 455	170 558	184 509	149	31	49	-229
2003	FP	166 961	170 890	140 167	184 648	-515	-117	280	352
2004	LP	167 962	177 994	172 051	185 212	176	77	-157	-96
2004	FP	177 086	181 330	144 015	191 664	-912	-213	1 139	-14

Tabell 5. Hushållskonsumtion

Ar	Pris	version 200646				Differens vid anv. av MINQ			
		KV1	KV2	KV3	KV4	KV1	KV2	KV3	KV4
2002	LP	280 090	292 888	283 372	304 347	-320	14	486	-180
2002	FP	276 129	287 424	279 226	298 080	-1 402	-243	1 633	13
2003	LP	292 248	301 087	296 380	312 957	-621	-425	-431	1 477
2003	FP	287 035	296 536	290 970	306 781	-443	308	-99	234
2004	LP	301 013	312 642	303 810	322 351	1 440	85	-567	-958
2004	FP	300 705	309 003	300 673	319 324	-400	679	585	-864

Tabell 6. Fast bruttoinvestering

År	Pris	version 200646				Differens vid anv. av MINQ			
		KV1	KV2	KV3	KV4	KV1	KV2	KV3	KV4
2002	LP	85587	107153	92033	107294	2014	-911	101	-1204
2002	FP	84461	104605	90249	106000	1818	-644	-19	-1155
2003	LP	93165	103033	90834	105811	-1334	751	397	186
2003	FP	93589	103670	91648	107338	-1052	463	312	277
2004	LP	90325	109086	99463	118727	-47	899	-497	-354
2004	FP	91116	109083	99100	118833	506	467	-597	-333

5.4 Förslag

Vi föreslår att vi i fortsättningen använder MinD4-metoden som benchmarkingmetod. Skälet till detta är att vår nuvarande metod, MinQ-metoden, är en icke-linjär metod. Icke-linjära optimeringsproblem kräver numeriska lösningsmetoder vilka ibland inte hittar de optimala lösningarna utan ibland helt orimliga lösningar. Enligt vad som beskrivs i bilaga 2 bör man dessutom välja en s.k. tillåten metod (admissible method). Alla linjära metoder (t.ex. MinD4) är s.k. tillåtna metoder medan MinQ inte är en tillåten metod. MinQ-metoden ändrar t.ex. det liggande kvartalsmönstret när metoden appliceras på en serie där summan av kvartalsvärdena redan är lika med årsvärdet. Detta är inte önskvärt och uppkommer inte heller med t.ex. MinD4-metoden.

Som förut ska årsanpassningen göras på produktionssidan. Beräkningar på användningsidan (offentlig konsumtion, hushållskonsumtion och investeringar) kan ligga till grund för avstämningen i Kvior, som görs efter årsanpassningen. Benchmarking fungerar bäst tillsammans med "Annual overlap" för kedjningen som föregår årsanpassningen. Man ska kunna arbeta med valfritt antal år, även om 3-5 år är optimalt. Valet av antal år påverkas också av NR:s revideringspolicy, som bestämmer vilka år och kvartal som får revideras vid ett beräkningstillfälle.

6 Säsongrensning och kalenderkorrigering

6.1 Historik och nuvarande metoder

Sedan 1999 kalenderkorrigeras och säsongrensas de reala nationalräkenskaperna med programmet TRAMO/SEATS. Programmet består av två delar. I TRAMO skattas själva kalendereffekterna samt även extremvärden. SEATS används för att skatta de säsongrensade serierna¹⁵.

För att skatta säsongrensade serier med hjälp av TRAMO/SEATS finns möjligheten att använda sig av programmets "defaultvärden". I nationalräkenskapernas fall, har valet gjorts att välja modeller för varje enskild serie. Denna ansats innebär behov av årlig översyn av modeller, vilket kräver metodkompetens.

Kalenderkorrigeringen görs genom att s.k. bruttofaktorer för kalenderkorrigeringen beräknas för varje nytt år. Bruttofaktorerna, som varierar mellan branscherna, beräknas på lägsta branschnivå. När bruttofaktorer beräknas används fem olika typer av drift, ex. 5-dagarsvecka, kontinuerlig drift. För samtliga branscher har identifierats vilka typer av drift som förekommer. Den vanligaste typen av drift är 5-dagarsvecka, men även kombinationer av driftstyper förekommer. Detta val för branschvisa bruttofaktorer har gjorts för ett flertal år sedan och har, p.g.a. den omfattande arbetsinsats som krävs, därefter inte uppdaterats. Bruttofaktorer för större aggregat beräknas genom att bruttofaktorer för de berörda branscherna viktas samman med hjälp av förädlingsvärden i fasta priser (föregående års prisnivå). Genom att aggregera samman de olika faktorerna, erhålls slutligen en bruttoeffekt för totala BNP. För närvarande är ca 40 % av denna effekt statistiskt signifikant, vilket blir den slutliga påverkan på kalenderkorrigerade värden. För arbetade timmar är motsvarande effekt ca 90 %.

För säsongrensade serier revideras vid varje publiceringstillfälle hela tidsserien. Kalenderkorrigerade uppgifter revideras dock enbart om faktiska värden har reviderats. Motivet till detta är att det anses orimligt att "kalendern" förändras över tiden. Nackdelen med detta är att ingen hänsyn tas till att skattningsarna av kalendereffekten förändras i samband med att tidsserien förändras, vilket kan innebära att analys av tidsserien blir något felaktig.

6.2 Idéer om utveckling

För att NR ska kunna höja kvaliteten i säsongrensade uppgifter finns behov av ett antal förbättringsåtgärder.

¹⁵ För mer information om säsongrensning av nationalräkenskaper se även "Säsongrensning av Nationalräkenskaperna – Översikt" <http://www.scb.se/statistik/NR/AA9999/2003M00/NRFT0301.pdf> samt Appendix 2 i "Beräkningsrutiner för nationalräkenskaper", bilaga 3 till SOU 2002:118

En viktig faktor att ha i åtanke i utvecklingsprojektet är att NR har ett stort behov av ett mer flexibelt system. Behovet har ökat att analysera säsongrensade och kalenderkorrigerade data tidigare under beräkningsprocessen. Vidare är det viktigt för NR att ha ett system som är flexibelt med avseende på vilka serier som ska säsongrensas.

Automatisk skattning av dagkorrigeringsfaktorer: Den modell som används för att beräkna dagkorrigeringsfaktorer brutto, är baserad på en genomgång av branschvis fördelning av typer av arbetsveckor. Denna genomgång gjordes för många år sedan och är inaktuell. Att göra en liknande genomgång skulle troligen kräva stora resurser, och dessutom medföra ett tidsseriebrott.

Ett alternativ, som redan används för Industriproduktionsindex (IPI), är att låta TRAMO skatta kalendereffekter utifrån 5-dagarsveckor. Resultaten från IPI har visat på att metoden fungerat bättre än den metod som NR använder. Detta skulle leda till mindre manuell hantering, samt en "kontinuerlig" uppdatering av förändringar i branschernas struktur (ex. öppettider i detaljhandel etc.).

Direkt rensning: Nationalräkenskaperna använder sig av direkt säsongrensning, vilket innebär att varje serie rensas separat utifrån för serien vald modell. Varje delserie är därför inte heller summerbar till högre aggregat.

Att använda en direkt metod har visat sig skapa vissa inkonsistenser i de publicerade serierna. Det förekommer att delaggregat av serier har visat en utveckling som skiljer sig från det högre aggregatets utveckling. Ett exempel på detta är de säsongrensade serierna för import. I detta fall har vid vissa perioder utvecklingen för totala importen inte alls återspeglat den bild som ges av delaggregaten tjänsteimport och varuimport. I tidiga publiceringar av första kvartalet 2005 uppvisade den totala importen en utveckling på -1,8 procent medan varuimporten och tjänsteimporten uppvisade utvecklingar på +0,7 respektive +0,8 procent. Ur användarsynpunkt är detta naturligtvis inte rimligt, och det är nödvändigt att överväga hur dessa frågor ska hanteras.

Revideringsprinciper för kalenderkorrigerade värden: Det bör undersökas hur NR:s val att inte kontinuerligt revidera kalenderkorrigerade värden påverkar tidsserien. Eftersom kalendereffekterna förändras i samband med att antalet observationer ökar och tidsseriens mönster förändras, innebär NR:s metod att historiken aldrig skrivs om. Detta skulle kunna innebära att jämförelser mellan ex. senaste året och tidigare år blir missvisande.

EU-krav: Det finns krav från EU att leveranser enligt Transmission Programme (TP) ska omfatta vissa variabler. För närvarande uppfyller Sverige exempelvis inte kravet på att säsongrensa antal sysselsatta. Vidare gäller från december 2007 ett nytt TP, där kraven på säsongrensning är tydligare. Vidare kommer krav att ställas på att även serier i löpande pris ska säsongrensas.

Troligen kommer även EU-krav att ställas på att det ska vara möjligt att särskilja kalender- och säsongeffekt i de säsongrensade serierna. Detta kommer att ske genom att leveranser görs av både kalenderkorrigerade och säsongrensade data.

Sammantaget innebär detta att de leveranser som görs till EU kommer att utökas väsentligt med avseende på säsongrensade serier. Det är därmed viktigt att i projektet ta hänsyn till dessa frågor, bl.a. genom att se över hanteringen för att underlätta införandet av nya serier i säsongrensningen.

Synpunkter från användare: I samband med att översyn av säsongrensningen görs, bör även tas hänsyn till de synpunkter som användare har om säsongrensningen av nationalräkenskaperna. Se bilaga 5.

6.3 Förslag

Projektgruppen föreslår att följande principer ska gälla :

- vi ska göra direkt rensning av BNP
- det ska finnas ett lättillgängligt bakgrundsdocument
- vi ska publicera diskrepansen mellan direkt och indirekt rensning, d.v.s. kedjningseffekten
- vi ska redovisa osäkerhetsmått i rensningen
- detaljer i senaste rensning ska kommenteras
- NR behöver ett verktyg för att göra preliminära rensningar på beräkningsnivå, kanske Demetra
- kedjning på senaste år tillsammans med Annual overlap ska införas så snart som möjligt (utredning behövs om praktiska konsekvenser)
- vi stöder en central databas för säsongrensning på SCB
- vi föreslår användning av 5-dagarsvecka för kalenderkorrigeringen
- kalenderkorrigerade siffror bör revideras samtidigt som säsongrensade
- seminarier behövs för användarna

Kraven från KI och Riksbanken(bilaga 5) på att diskrepansen mellan direkt och indirekt rensning ska utfördelas bör utredas tillsammans med KI och Riksbanken i ett nytt projekt.

Bilaga 1 – Framskrivningsprocess och körningar i, till och från Kvior (kvartalsvis input/output)

Inledning

Kvior är väldigt likt Prior i sin uppbyggnad, men en del större skillnader finns dock.

Vid årsberäkningarna är de huvudsakliga årssystemen Granskningslistan, Prior och Tidlys. Kvior innehåller information ungefär motsvarande samtliga dessa system. Kvior har därför inte endast en funktion för Tabell A (Användning) utan även en funktion för Tabell T (Tillgång).

I Prior finns ungefär 400 produktgrupper och cirka 136 användningar för näringslivet. Kvior innehåller 77 produktgrupper och 77 användningar.

I Kvior finns endast löpande priser och fasta priser ($t-1=100$), dvs. det finns inga t -priser. Vilket får följande konsekvenser:

- 1) Den volymutveckling som redovisas för ett kvartal är beräknat som kvartalets förändringar jämfört med föregående års kvartalsgenomsnitt, dvs.

$$\text{Volymutveckling} = \frac{FP_{t-1} \text{ kv42002}}{LPkv1-42001/4}$$

- 2) När framskrivning görs utgår man från helårsvärdet i löpande pris (= t -priset för ett helår), och inte från ett enskilt kvartalsvärde.

Skapa versioner

Version i Kvior

Kvior → Administration → Version → Lägg till version

Välj versionsnamn, årsintervall, dealjteringsgrad = 1, kopiasätt, LP-kopia, FP-kopia och spara.

Kopiasätt Årsreg = Detta kopiasätt väljs för år för vilka definitiva årsberäkningar genomförts. När versionen läggs upp hämtas värden från Granskningslistan, Prior, Utlandsdatabasen och Kvartalsdatabasen. Uppgifterna aggregeras också till Kviornivån på ungefär 77 produktgrupper.

Kopiasätt Framskriv = Framskrivning sker utifrån föregående år i Kvior.

Kopiasätt Föregående år används inte.

Kopiasätt År används inte.

Uppläggning av år där definitiv årsberäkning finns.

Sker i automatiskt i enlighet med "Kopiasätt Årsreg". När versionen läggs upp hämtas värden från Granskningslistan, Prior, Utlandsdatabasen och Kvartalsdatabasen. Uppgifterna aggregeras till Kviornivån på ungefär 77 produktgrupper. Vi uppläggning av versionen väljs alternativet "ingen" både för "LP-kopia" och "FP-kopia".

Framskrivning: t.ex. från år 2002 till 2003

För att framskrivning i Kvior ska vara möjlig att göra måste kvartalsdatabasen, utlandsdatabasen och HuKo vara kompletta.

Det första steget i framskrivningen är att lägga till nytt år i versionen.

Kvior → Administration → Version → Lägg till år = 2003

Detaljgrad skall vara 1. Kopiasätt skall vara "FramSkriv". LP-kopia skall vara "Ingen" och FP-kopia skall vara "Ingen".

Framskrivningen bygger på senast låsta version i Kvior som innehåller det år som framskrivning ska ske från, i det här fallet år 2002. Om version som framskrivningen ska göras i innehåller år 2002 så bygger framskrivningen på dessa värden.

Uppläggningen av 2003 genererar flera processer:

- Export och import i både löpande och fasta priser hämtas från Utlandsdatabasen.
- Hushållskonsumtionen både i löpande och fasta priser hämtas från HuKo
- Förädlingsvärdena och övriga delar av användningssidan skrivs fram i enlighet med utvecklingen i Kvartalsdatabasen. Produktion och förbrukning skrivs fram från 2002 med hjälp av förädlingsvärdesutvecklingen enligt Kvartalsdatabasen och utifrån en fast inputandel. Produktionen skrivs fram i både löpande och fasta priser, medan förbrukningen ges samma värde i löpande som i fasta priser.

Framskrivningen sker utifrån 2002 års helårsvärden i löpande pris.

I detta läge finns värden i både LP och FP men för förbrukningen är värdena i löpande pris samma som värdena i fasta priser. I ett senare skede, när förbrukningen i fasta priser fastställts görs en reflatering för att erhålla förbrukningen i löpande priser.

Nästa steg i framskrivningen består av ett antal manuella bearbetningar. I princip bör en ny serie skapas efter varje nedanstående moment, så att det enkelt går att kontrollera att framskrivningen fungerat, genom att jämföra olika serier.

A. Inläsning av lagerposter

Lagertyperna 340, 350, 361 och 362, d v s energilager och lagren för jord- och skogsbruk, hämtas från Kvartalsdatabasen och fördelas på produkter. Lagertyperna 310-320 och 395, d v s industrilager, handelslager samt korrpost, hämtas inte in vid överföringen från Kvartalsdatabasen utan lagras separat genom BCP-laddning.

B. Branschkontroller

Om det sker en kraftig utveckling, negativ eller positiv, av förädlingsvärdet i en bransch kan det leda till att den med förädlingsvärdesutvecklingen framskrivna produktionen och förbrukningen i branschen blir orimlig. En separat beräkning av produktion och förbrukning behöver då göras i den branschen. Teleproduktindustrin är ett exempel på en bransch som behövt hanteras på detta sätt.

Om justering av produktion och förbrukning behöver ske i en bransch så måste de göras innan handelsbranschens produktionsvärde beräknas (punkt C).

C. Beräkning av handelsbranschens produktionsvärde, 5C

Summa handelsmarginaler i Kvior stämmer ej med summan av marginalproduktionen i handelsbranschen från Kvartalsdatabasen. Det finns en särskild rutin i Kvior för beräkning av handelsbranschens marginalproduktion.

Välj Administration→Beräkningar→Handelsmarginaler

Välj Version→År→Serie och utför

D. Fartygsmarginaler

Export av reparationer på fartyg behöver korrigeras manuellt. I utlandsdatabasen ligger de på produkten fartyg men de ska föras som export av handelsmarginaler och motkonteras på investering i rederibranschen.

E. Merchanting

Balansen för merchanting (produktgrupp 5AB) ska vara direktavstämd både i löpande och fasta priser, vilket inte ges automatiskt vid framskrivningen utan behöver korrigeras manuellt.

Åtgärderna A-E omfattar både löpande och fasta priser.

Reflatering

För att skapa löpande priser för år 2003 i Kvior sker en reflatering av all användning. I detta läge görs ett val av vilka index som ska användas. I utgångsläget motsvarar systemets IHT-indexar branschindex. Möjligheten finns att deflatera produktionen med Producentprisindex, per produkt, och på så sätt erhålla nya IHT-indexar baserade på produkter istället för branscher. Innan reflatering sker granskas och behöver indexarna diskuteras med beräkningsansvarig. Hur förförandet ska vara i detta steg är inte klart.

Välj

Administration → Beräkning → IHT-index

och

Administration → Beräkning → Fast Pris med ProduktionsPrisIndex

För reflatering välj Administration → Överföring → IHT-index. Välj sedan år 2003 och utför.

Om granskningen av IHT-index och Produktionsprisindex leder till ett beslut om att korrigeringar i IHT-index ska göras så sker detta under Indatering → IHT-index .

För att omvandla dessa produktvisa IHT-indexar till uppdateringskoder som stöds av Kvior väljs Administration → Kopiering av IHT-index. Välj priskod LP. Nu finns samtliga poster i UppDat med uppdateringskod 4.

För att köra in IHT-indexarna i Kvior väljs Administration → Generering av UppDat. Välj fall 5, priskod 1, källa IHT-index.

Totaler i löpande priser

Nu finns en serie med år 2003 i löpande priser. Nästa steg är att föra över totaler för offentlig förbrukning och investeringar från Dufo respektive Invest i löpande priser för år 2003 till UppDat. Totaler för förbrukningen hämtas över från Kvartalsdatabasen. Totaler i löpande pris för Export/Import, hushållskonsumtion och lager fördes över i samband med att ny version skapades (se ovan).

Välj Administration → Överföringar → Totaler från NRKvart.

När de nya totalerna förs in så fördelas differenserna mot de tidigare beräknade totalnivåerna ut enligt den struktur som erhöles vid systemets beräkning.

Momsförändringar

Det enklaste sättet att förändra momssatserna i Kvior är att skapa en excel-fil med berörda produktgrupper och användningskoder och sedan överföra filen till Kvior. Tänk på om mottagarpriserna ska påverkas eller inte. T.ex. bör alla värden inklusive hushållens konsumtionsutgifter påverkas till baspris, dvs. generering av uppdat ska utföras med fall 1 eller 3 beroende på om produktskatter/-subventioner är inlagda eller inte.

Kända och ej kända värden

I Kvior används begreppen kända och ej kända värden, precis som i Prior. I Kvior saknar dock dessa begrepp praktisk betydelse –samtliga värden behandlas som ej kända värden.

Överföringar till Kvior

Vid överföring till Kvior, från förssystem eller excelfiler, lagras data först i UppDat. Dvs. i ett mellansteg där data vid behov kan granskas. Rader som överförts till UppDat kan granskas under Indatering → UppDat → Urval → Ej bearbetade. Välj aktuellt år.

Data i UppDat förs in i Kvior via funktionen Administration → Generering av UppDat.

Här väljs aktuell version, serie, årsintervall, priskod och källa. I detta läge väljs också uppdateringsfall. Uppdateringsfallet avgör hur Tabell A påverkas: ska endast mottagarpris påverkas (fall 4) eller ska förändringen påverka mottagarpris, moms, subventioner, skatter, marginaler och baspris (fall 3).

Möjliga uppdateringsfall är:

- 1) Mottagarpris → Moms → Marginaler → UBP
- 2) Mottagarpris, Moms, Subvention, Skatt, Marginal → UBP

- 3) Mottagarpris → Moms → Subvention → Skatt → Marginal → UBP
- 4) Mottagarpris ← Moms ← Subvention, Skatt, Marginal
- 5) Deflatering $FP = LP / Kvot$

Fasta priser 1993

Fasta priser avseende år 1993 ($t-2 = 100$ dvs 1991 = 100) finns inte i Invest och Dufo. Dvs. fasta priser avseende år 1993 får aldrig överföras från Invest eller Dufo till Kvior. I så fall skulle samtliga värden i Kvior för år 1993 i fasta priser bli noll. I Granskningslistan finns inte heller fasta priser på offentliga myndigheter eller HIO. Dvs. vid överföringar av Granskningslistan 1993 till Kvior måste offentlig försäljning och HIO:s försäljning tas bort ur UppDat före raderna körs in i Kvior.

Angående konsistens mellan Kvior och Kvartalsdatabasen

Det finns ingen funktion där värden i Kvior förs över till Kvartalsdatabasen. När värden fastställts i Kvior behöver "upprättning" av Kvartalsdatabasen göras manuellt så att den är avstämd med den slutliga versionen i Kvior.

I Kvior beräknas produktskatter (D21) och produktsubventioner (D31) vilka sen behöver indateras i Kvartalsdatabasen (i KvGrund) i löpande och fasta priser.

Kvartalsdatabasens information om korrposten (lagertyp 395) samt lagertyp 310-320, överförs som tidigare nämnts inte till Kvior utan indateras manuellt.

RAS

RAS:ning är en iterativ procedur som innebär att de residualer som finns på produktgrupperna i Kvior utfördelas proportionellt på användningar samtidigt som önskade totaler för användningar behålls. Resultatet av proceduren är att residualen i princip är oförändrad totalt sett medan strukturen på produktgrupps- och användningsnivå är förändrad. Totalresidualen kan förändras lite eftersom olika produkter och användningar har olika moms/marginaler etc.

I teorin kan vilka användningar och produkter som helst RAS:as. I Prior används funktionen på följande sätt; RAS:ningar tillåts i praktiken endast påverka ickekänd förbrukning inom näringsliv och offentlig sektor. Utfördelningen görs i både löpande och fasta priser.

Kvior → Administration → Rasning → Ej kända värden alternativt samtliga värden

Välj version, år, kvartal och serie. Markera antalet önskade iterationer (Antal). Markera de produktgrupper och de användningar som ska RAS:as.

Välj Kvota totaler. Välj Utför rasning. Funktionen kommer att anpassa till totaler och RAS:a endast de produkter och de användningar som markerats för RAS:ning.

Nytt värde = det värde som senast anpassades till

Lagrat värde = det värde som finns i Kvior

Kvot = Nytt värde / Lagrat värde

Ramvärde = Är inte aktuellt i Kvior

Övriga funktioner

Nollning av residualer

Kvior → Administration → Nollning av residualer

Som för rasningen är denna funktion inte aktuell att använda i Kvior i dagsläget.

Funktionen är tänkt att kvota ut residualen på en produktgrupp på förbrukningen i näringslivet på samma produktgrupp. Dvs. funktionen kommer endast kunna användas då det finns mycket små residualer kvar. I annat fall kommer förbrukningstotalerna att påverkas för mycket liksom implicitprisindex per användning i de fall där residualen i löpande pris skiljer sig från residualen i fast pris.

Leveranser till Konjunkturinstitutet

Kvior → Administration → Generering av KI-leverans

Välj version och år. Välj Mapp och sökväg till en mapp som resultaten ska läggas i. Välj utför. Resultaten lagras som textfiler. Exakt vilka uppgifter från Kvior som KI ska få är inte bestämt.

Bilaga 2 – Benchmarking and Seasonal Adjustment – A Study of Swedish GDP

Abstract: This paper treats the problem of seasonal adjustment within the framework of benchmarking preliminary estimates of a quarterly or monthly time series to correspond with independent yearly estimates. The approach suggested by Frank Denton in 1971 has been used which is based on constrained minimization of a quadratic form using a distance measure of type $\|z-x\|$, where x is the original series and z the revised series. If y indicates the revised yearly totals and z the revised series, the constraint is of the form $C'z=y$ for some matrix C . At most NSO, seasonal adjustment and benchmarking are considered as 'independent' processes. The paper evaluates different types of distance measures $D(x,z)$, where the properties of benchmarking are related to different approaches of seasonal adjustment. The classical linear approaches as suggested by Denton, et. al. and a non-linear approach used at Statistics Sweden are investigated. The benchmarking problem is stated as follows:

Let $z, x \in R^n$, $y \in R^m$, $m < n$ and $\mathcal{R}$ a mapping on R^n , $x \rightarrow z$ on R^n such that

$z = \mathcal{R}(x, y)$ under the restrictions $C'z=y$, where y is the revised yearly totals and C a proper matrix. We will call $\mathcal{R}$ a 'revision of x '. The desirable properties 'additive, idempotent, scale invariant and stable' are proposed forming what is called an 'admissible' benchmarking procedure. It is shown that if $\mathcal{R}$ is a linear operator, $\mathcal{R}$ is admissible. Benchmarking is related to the revision needs in seasonal adjustment, e.g. the need for changing the ARIMA-model for the x series. We will also study the sensitivity of seasonal adjustment stemming from benchmarking and different approaches of seasonal adjustment such as X-12-ARIMA and TRAMO/SEATS. Finally, the consequences for short term forecasts due to benchmarking will be treated within the framework of seasonal adjustment.

Key words: Benchmarking, distance measure, linear operator, non-linear benchmarking, yearly bias, preliminary series, revised series, ARIMA-model, TRAMO/SEATS, X-12-ARIMA, model-identification, unobserved components,

1 Introduction

National statistical offices often produce and publish estimates $\hat{X}_{it}$ of a variable X_{it} where i indicates a month or a quarter and t indicates a year.

Later, a yearly estimate $\hat{Y}_t$ of the true Y_t is given independent of $\hat{X}_{it}$. For instance household consumption is estimated and published on a quarterly and on a yearly level by national accounts. The industrial production index is published on a monthly, quarterly and sometimes on a yearly level using different investigations. At Statistics Sweden (SCB), the monthly and quarterly indicators are based on sample surveys and the yearly estimates

are based on a total investigation of the population units. Normally there is a discrepancy between the yearly estimate $\hat{X}_t$ and the corresponding aggregation of monthly estimates $\sum_i \hat{X}_{it}$. If the quality of $\hat{Y}_t$ in estimating Y_t is higher than the aggregation $\sum_i \hat{X}_{it}$, it is reasonable to revise the monthly estimates such that the revised estimates Z_{it} aggregate to the yearly estimate. If $B_t = \sum_i \hat{X}_{it} - Y_t$ denotes the yearly bias, the revision problem may be discussed in terms of finding means of distributing this yearly bias on the monthly or quarterly estimates $\hat{X}_{it}$. However, this may be done in an unlimited number of ways. The general approach has been to make such a revision preserving some 'shape' of the original estimates $\hat{X}_{it}$. The adjustments of the high frequency estimates to new estimates $\hat{Z}_{it}$, is here referred as 'benchmarking' (BM). It can be performed for the last year or for several years. At SCB, it is used for the last two or three years of data. Therefore, the revisions of the original data, include eight or twelve values for quarterly data. After BM is made, seasonal adjustment takes over. Because BM changes the preliminary estimates, there will usually be high pressure for necessary revisions in seasonal adjustment because the magnitude of the yearly revisions may be quite large¹⁶. In many cases, there will be necessary to change the ARIMA-model for the series, in TRAMO/SEATS or in X-12-ARIMA. If so, the revisions of the seasonal adjusted series could also be quite large because of possibly revisions of actual data as well as the ARIMA-model for seasonal adjustment. With some exceptions, there seems to be limited focus on the effects of BM on seasonal adjustment.

The methods of benchmarking could broadly be classified into numerical approaches and model-based approaches, regression models and state space models, which include methods related to signal theory. The univariate optimization methods could quite easily be extended to multivariate time series, e.g. as shown in Quilis (2005) and in Di Fonzo and Marini (2005). Examples of state-space approaches are e.g., Rambaldi, et. al. (2005), Jean Palate (2005) and Durbin et. al. (1997,2003). We will follow the classifications of the distance measures in benchmarking in the informative overview given by IMF¹⁷. We will consider the non-model based methods proposed by IMF with some extensions. We pay special attention to the non-linear method called MinD3, introduced by Helfand, et. al. in 1997,. A special non-linear implementation called MinQ has been used by SCB since 2001 see Rosén(2001) .

Gubman and Burck (2005), compares BM and SA with special attention to changes in the seasonal pattern in the preliminary series and the benchmarked series. The technical formulation of the problem is given in the next chapter as well as some review of the treatment of the problem.

¹⁶ See e.g. Ahmad, et. al. (2005) and Öller et. al. (2002).

¹⁷ See <http://www.imf.org/external/pubs/ft/qna/2000/textbook/ch6.pdf>

Benchmarking is used to achieve consistency between short term statistics and related yearly statistics. Usually it is assumed that yearly statistics is of higher quality than short term data. If short term statistics and yearly statistics were free from errors and the definitions were the same, there would be no need for BM. At SCB, short term statistics are used as indicators for preliminary QNA, which are revised when new yearly data are calculated. The production cycle is illustrated below. $\tilde{x}_m(t)$ is an estimate of an indicator and $\tilde{X}_I(t)$, a quarterly NA estimate for the first quarter of year t . The estimate of preliminary QNA is calculated according to (1-1) below.

$$\tilde{X}_I(t) = \tilde{X}_I(t-1) \frac{\sum_{i=1}^3 \tilde{x}_i(t)}{\sum_{i=1}^3 \tilde{x}_i(t-1)} \quad (1-1)$$

In times of economic growth, the population of enterprises are increasing. One sample is used for all surveys during the year. Thus, the indicator estimates $\tilde{x}_i(t), i = 1, 2, \dots, 12$ are all based on the same sample and there will be undercoverage. Consequently, in times of economic growth, the estimates $\tilde{x}_i(t)$ will be biased downwards especially at the end of the year.

If so, the preliminary QNA in lines with (1-1) would also include a bias, unless the bias year $t-1$ and t is the same. Moreover, sampling and non-sampling errors have certainly effects on $\sum_{i=1}^3 \tilde{x}_i(t)$ and $\sum_{i=1}^3 \tilde{x}_i(t-1)$. In year

$t+1$, a yearly estimate $\tilde{Y}(t)$ based other sources is calculated. If the preliminary QNA, $\tilde{X}_I(t)$, $\tilde{X}_{II}(t)$, $\tilde{X}_{III}(t)$ and $\tilde{X}_{IV}(t)$ do not add to the revised yearly estimate $\tilde{Y}(t)$, they are benchmarked to $\tilde{Y}(t)$. The calculations of preliminary QNA and the survey design of the indicators used as inputs to QNA, leads to a bias-pattern of the indicators and transmitted to a pattern of revisions of the QNA¹⁸. Such a pattern of bias is described in chapter 4.2. An understanding of benchmarking requires an understanding of the bias-generation process of the indicators used in QNA as well as the statistical methods in calculating preliminary QNA.

At SCB, model-based seasonal adjustment (SA) with TRAMO/SEATS (TRS) has received great attention since 1998¹⁹. All series in QNA are adjusted by TRS with SAS. Once a year revised yearly totals in QNA is calculated, followed by benchmarking of the components of the production side with the non-linear method MinQ. After benchmarking and reconciliation of QNA in current and fixed prices, a maintenance phase in seasonal adjustment takes over. About 150 series are treated including new identification of a proper ARIMA-model, etc. For the most important series such as GDP, household consumption etc., about 140 different models are investigated before a final choice is made. That is, the identification of a model is based on benchmarked data. However, all published seasonal adjusted series of QNA during the next year are based on preliminary

¹⁸ See Öller and Hansson (2004).

¹⁹ See Öhlén (1999).

indicators, contaminated with sampling and non-sampling errors. That is, the update of the models and the use of the models are based on data with different properties leading to a continuous 'revision pressure' not only of the original series but also a need for revision of the specifications of SA.

This paper draws the attention to three important issues, the distribution of bias of the preliminary series, admissible desirable properties of benchmarking methods and the effects of benchmarking on seasonal adjustment. It is organised as follows. In chapter 3, the benchmarking problem is formulated based on distance measures in lines with Denton (1971). It includes the non-linear method called MinD2 by xxx and generalized to a method called MinQ. Self-instructive SAS-programs are given in Appendix 1-2. In chapter 3.2 some important properties of any benchmarking method are suggested. These properties form what is called an 'admissible' benchmarking method. In the search for proper benchmarking methods, linear, non-linear, model-based or non model-based, only admissible methods should be used. The preliminary series are based on final GDP 1993-2004 in fixed prices.

Using a window-technique, this period is divided into subperiods forming seven subperiods. The last year of every subperiod is now contaminated with two types of errors. A uniformly distributed bias and a bias, which increases during the last year of the preliminary series. The data is described in chapter 4. The properties of the benchmarked series in terms of RMSE as compared to the final series are shown. The following questions are of particular interest: Are the classical methods of benchmarking admissible? What is the impact of benchmarking on the unobserved components of the time series? Are there any significant differences between the X-12-ARIMA program and TRAMO/SEATS in terms of benchmarking? What can be said about benchmarking, distribution of yearly bias and the preservation of ARIMA-models? Stated differently, are benchmarking methods different in preserving the dynamics of the preliminary series or even the ARIMA-model for the preliminary series. The effects of BM on short term forecasting is also discussed in connection to the Swedish Activity Index in chapter 5.5.

2 Summary and conclusion

At national statistical offices, preliminary quarterly national accounts during one year, QNA, uses short term indicators partly based on sample surveys. There are sampling, non-sampling errors as well systematic errors of many kinds leading to uncertain quality.

At Statistics Sweden, the industrial production index (IPI) is used as an indicator of yearly changes at QNA. One sample is used leading to under-coverage of the population in times of economic growth. An indicator for QNA, is here characterized by a distribution of errors during the last year. When revised yearly statistics from yearly national accounts (YNA) is calculated, preliminary QNA is revised for consistency between preliminary qna and final yna. This is usually called benchmarking (BM). The revision of preliminary statistics due to bm is made while preserving some properties for the preliminary statistics. After BM, seasonal adjustment is carried through.

SCB uses model-based seasonal adjustment (SA) with the software

TRAMO/SEATS (TRS). Once a year, after BM is made, the models in SA are updated and often changed due to BM. The new models are used the next year of current SA with new preliminary QNA, which could be characterized by a mix between final accounts and preliminary accounts. BM leads to revised statistics. The magnitude of revisions depend on the errors of the indicators used. The paper draws the attention to three issues, the distribution of errors for the preliminary qna, a proper choice of a benchmarking method and the effect on the unobserved components of the time series due to bm. In chapter 3, the benchmarking algorithms are described as well as their solutions given in matrix algebra. SAS-programs for easy implementations are provided in an appendix. The BM-methods treated are classified as linear bm and non-linear bm. SCB is using a non-linear method called MinQ, which minimizes the sum of squares

$$\sum_{t=2}^8 [(Z_t / Z_{t-1} - X_t / X_{t-1})^2] w_t$$
 under the yearly restriction, where X is the preliminary series, Z the revised series and w weights. In chapter 3.2, the following desirable properties of BM are proposed, *stability, scale invariance, idempotency and additive*. A BM-procedure with these properties is classified as *admissible*. Non-admissible BM-procedures should not be used because they increase the magnitude of revisions. Admissible BM leads to very appealing properties of a system of many time series with linear restrictions. It solves the problem of indirect or direct BM and consistency of the the whole system. For instance, we have the aggregation restriction that total exports is the sum of exports of goods and exports of services. Admissible BM provides an exact solution. It also treats any length of the time series and the benchmarking period. The MinQ -method is restricted to three years.

The empirical part of the paper, show that linear BM is admissible, MinQ is not. Furthermore, it is shown that the knowledge of the distribution of yearly bias should be considered in the selection of a specific admissible BM procedure. If the distribution of errors is uniform, the uniform and additive benchmarking method produces very small revision errors in terms of RMSE for the original series as well as the somponents of the time series as , the seasonally adjusted series, the trend, the seasonal, the forecasts and the estimated error. This is also the case for the quarterly and yearly changes of the components. In the case, there is an increasing bias for the last year of preliminary data, the MinD4-method is the best BM-method in terms of RMSE for the final estimate of GDP. Of course, it should be stressed that the distribution of errors are imposed, not real. However, for the case of increasing bias, it is believed to be in lines with what has been noticed by Öller et. al (2004). The effects of BM on the ARIMA-selection procedures in TRAMO/SEATS and X-12-ARIMA have also been investigated. It seems that BM normally leads to the need to change the ARIMA-model for the preliminary series. That is, there are normally different best ARIMA-models for preliminary QNA and benchmarked QNA leading to an increased revision pressure²⁰.

The impact from different BM-methods is further shown within the

²⁰ This has also been verified in benchmarking with MinQ of official preliminary QNA and yearly identification of best ARIMA-models.

framework of the Swedish Activity index for the Swedish economy showing strong growth during Jan. and Feb. 2006. SCB is here using uniformly and additive benchmarking of the index to GDP. The growth in GDP in Jan. and Feb. varies between xxx -yyy depending of the choice of the BM-method. The reason for this variability is stemming from the variability of the forecasts of the series due to BM. The following general recommendations are made.

Recommendations of benchmarking

- In the first place, the need for BM should be reduced by proper design of the surveys of the indicators used in QNA. e.g. by updating the frame of the units of the population, at least two samples every year.
- Next, the distribution of the remaining bias should be investigated and this information used to choose a proper BM-method restricted to admissible methods.
- If the bias is increasing during a year of preliminary QNA, the MinD4 - method is the best choice. It also solves the problem of consistency for a system of time series such as the NA. It is very easy to implement in a program, e.g. by SAS IML.
- At last MinQ should not be used.

3 Benchmarking methods

Notations

In the following, we assume that benchmarking is made on a monthly variabel. The adjustment for a quarterly variabel is obvious.

X_{it} = The true monthly value, month i and year t ,

$\hat{X}_{it}$ = An estimate of X_{it} , $i=1,2,\dots, 12$ indicates a month,

$\hat{X}_t = \sum_{i=1}^{i=12} \hat{X}_{it}$ = a preliminary yearly total,

$Y_t = \sum_{i=1}^{i=12} Z_{it}$ = the revised yearly total

$B_t = \sum_i \hat{X}_{it} - Y_t$ = the yearly bias of $\hat{X}_{it}$ $i=1,\dots,12$,

Z_{it} = the revised estimate of X_{it} ,

Estimates $\hat{X}_{it}$ from surveys of the true value X_{it} are made on a monthly basis. Revised yearly totals Y_t are calculated but the monthly true values X_{it} are unknown. Consequently the monthly bias is also unknown. The revision problem has been stated as follows (Sjöberg among others). How should the estimates $\hat{X}_{it}$, $i=1,\dots,12$ be adjusted according to the restriction that the revised estimates aggregate to Y_t and the revised estimates Z_{it} preserve some resemblance with the original estimates $\hat{X}_{it}$. Technically the property of resemblance is stated as minimizing some distance measure

between the two series $\hat{X}_{it}$ and Z_{it} . One simple solution is to find Z_{it} which minimizes the sum of squares

$$\text{Min} \sum_{it} (Z_{it} - \hat{X}_{it})^2 \quad (2-1)$$

under to the restriction

$$\sum_i Z_{it} = Y_t \quad (2-2)$$

One solution of (2-1) with the restriction (2-2) is

$$Z_{it} = \hat{X}_{it} - B_t / 12 \quad (2-3)$$

For example, if $\sum_i \hat{X}_{it} = 112$, $Y_t = 100$ then the yearly bias is

$$B_t = \sum_i \hat{X}_{it} - Y_t = 112 - 100 = 12 \text{ and the revised estimates for } t \text{ are}$$

$$Z_{it} = \hat{X}_{it} - B_t / 12 = \hat{X}_{it} - 12 / 12 = \hat{X}_{it} - 1$$

This method distributes the yearly bias of 12 uniformly and additive in equal amounts. This method does not seem to have a name and we call it the UA-method from now on (U for uniform and A for additive). What properties has this method? By definition we know that it fulfills the criterion (2-1). It is also clear that it preserves the changes of the series $\Delta \hat{X}_{it} = \hat{X}_{it} - \hat{X}_{i,t-1}$ because $\Delta Z_{it} = \hat{X}_{it} - B_t / 12 - (\hat{X}_{i,t-1} - B_{t-1} / 12) = \Delta \hat{X}_{it}$, $i=3, \dots, 11$. It has been argued that the method should not be used because the changes between years are misleading. The change between month i year $t-1$ and month j year t of the original estimates is $\Delta = \hat{X}_{i,t-1} - \hat{X}_{jt}$ and the corresponding change based on the revised estimates will be

$\hat{X}_{jt} - B_{jt} / 12 - (\hat{X}_{i,t-1} - B_{i,t-1} / 12) = \Delta - (B_{jt} - B_{i,t-1}) / 12$. It does not preserve the changes between years. Other methods which consider the discrepancies between changes of the preliminary and revised estimates have been proposed as more 'suitable' because they do not introduce what is often called 'artificial jumps' of the revised estimates between years with no corresponding jumps in the preliminary estimates.

3.1 Quadratic Minimization Methods

This section follows Denton (1971) but the notations have been changed. We do not separate the notation for month/quarter and year but uses t for a time point. We are concerned with k (integer) intra-annual time periods (quarters or months). Let the time series to be revised cover m years consisting of $n=mk$ values. The preliminary values are represented in column vector-form

$$x' = [x_1, x_2, \dots, x_n]$$

and m annual revised totals $Y' = [Y_1, Y_2, \dots, Y_m]$

Let z be the revised series

$$z' = [z_1, z_2, \dots, z_n]$$

The revision problem can be stated as follows. How to adjust the preliminary values x such that the revised series distorts the preliminary series as least as possible satisfying the condition that the yearly totals. Let D be a class of distance functions according to

$$D(\mathbf{x}, \mathbf{z}) = (\mathbf{z} - \mathbf{x})' \mathbf{A} (\mathbf{z} - \mathbf{x}) \quad (3-1)$$

where $\mathbf{A}$ is a $n \times n$ symmetric and non-singular matrix and the restriction is given by

$$\sum z_t = Y' \quad (3-2)$$

Then the revision problem can be formulated as the following minimization problem. Minimize (3-1) according to the restriction (3-2)

Let C be a $n \times m$ matrix

$$C = \begin{bmatrix} \mathbf{j} & \mathbf{0} & \cdots & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{j} & \cdots & \mathbf{0} \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \cdots & \mathbf{j} \end{bmatrix} \quad (3-3)$$

where $\mathbf{j}$ and $\mathbf{0}$ are k -dimensional column-vectors of ones and zeroes respectively.

The solution is provided by the Lagrange expression

$$L(\mathbf{x}, \lambda) = D(\mathbf{x}, \mathbf{z}) - 2 \lambda' (\mathbf{Y} - \mathbf{C}' \mathbf{x}) \quad (3-4)$$

(3-4) is considered as a function of $\mathbf{z}$ and the lagrange multiplier λ .

Taking the derivatives of (3-4) and solving for $\mathbf{z}$ and λ gives the solution

$$\mathbf{z} = \mathbf{x} + \mathbf{R}\mathbf{B} \quad (3-6)$$

where $\mathbf{B} = \mathbf{Y} - \mathbf{C}' \mathbf{x}$ is the yearly bias, $\mathbf{I}$ the $m \times m$ identity matrix and $\mathbf{0}$ the $m \times m$ null matrix.

where

$$\mathbf{R} = \mathbf{A}^{-1} \mathbf{C} (\mathbf{C}' \mathbf{A}^{-1} \mathbf{C})^{-1} \quad (3-7)$$

The methods already discussed UA (uniformly and additive) as well as UM (uniformly and multiplicative) belongs to the class of distance functions (3-1) by proper selection of the matrix $\mathbf{A}$. In the following section some specific solutions will be given.

3.1.1 Uniformly and Additive Bias Adjustment

In this case the yearly bias is distributed in equal amounts every month within the year. The solution is given by

$$Z_{it} = \hat{X}_{it} - B_t / 12. \quad (3-8)$$

This corresponds to the selection of $\mathbf{A} = \mathbf{I}$, i.e. the identity matrix.

3.1.2 Uniformly and Multiplikative Bias Adjustment

In this case it is assumed that the yearly bias is distributed proportional to the the monthly levels of the preliminary estimates. The revised estimate is given by

$$Z_{it} = \frac{Y_t}{\hat{X}_t} \hat{X}_{it} \quad (3-9)$$

This method is also called the *ratio method* or *ratio adjustment*. A is given by

$$A = [Diag(x)]^{-1} I [Diag(x)]^{-1} \quad (3-10)$$

3.1.3 The MinD1 Method of Bias Adjustment

Monsour and Trager proposes the adjustment based on the distance measures D1, D2, D3 and D4, which are briefly described in this and the next three sections.

Let $\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$ then the MinD1 -method minimizes

$$D1(\mathbf{z}, \mathbf{x}) = \sum (\Delta z_t - \Delta x_t)^2, \quad (3-11)$$

i.e. it minimizes the discrepancy between the first absolute differences between the revised and preliminary series. This sum includes

$$\Delta z_t - \Delta x_t = z_t - z_0 - (x_t - x_0) \quad (3-12)$$

Now, x_0 and z_0 , which is the monthly observations of December year 0. They does not belong to the revision period. It is assumed that z_0 is already revised at an earlier revision. We may take $z_0 = x_0$ in thich case the matrix of backward first differences of order $n \times n$ takes the form

$$\mathbf{D} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ -1 & 1 & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ 0 & -1 & 1 & \cdots & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \cdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \cdots & -1 & 1 \end{bmatrix} \quad (3-14)$$

and $D(\mathbf{z}, \mathbf{x})$ is given by

$$D1(\mathbf{z}, \mathbf{x}) = (\mathbf{z} - \mathbf{x})' \mathbf{D}' \mathbf{D} (\mathbf{z} - \mathbf{x}) \quad (3-15)$$

3.1.4 The MinD2 Method of Bias Adjustment

The MinD2-method is based on the measure

$$D2(\mathbf{z}, \mathbf{x}) = \sum \{\log(z_t / z_{t-1}) - \log(x_t / x_{t-1})\}^2 \quad (3-16)$$

$$D2(\mathbf{z}, \mathbf{x}) = \sum \{\log z_t - \log z_{t-1} - (\log x_t - \log x_{t-1})\}^2$$

That is, MinD2 is identical to the MinD1 based on the logarithms of the series.

3.1.5 The MinD3 Method of Bias Adjustment

The relative changes of the preliminary and final series between from $t-1$ to t can be written $x_t / x_{t-1} - 1$ and $z_t / z_{t-1} - 1$. The MinD3 is based on

$$D3(\mathbf{z}, \mathbf{x}) = \sum (z_t / z_{t-1} - x_t / x_{t-1})^2 \quad (3-17)$$

$D3$ measures the discrepancies between the relative changes of the preliminary series and the revised series. This measure leads to a non-linear optimization problem because of the ratios z_t / z_{t-1} . If the period of the series is p , m is the number of years to be revised, (3-17) leads to a non-linear equation system of mp unknown. If the benchmarking period is large, (3-17) leads to a complex non-linear problem. For instance, ten years of quarterly data leads to a non-linear equation system of forty unknown! A restricted version of (3-17) called MinQ at SCB is described in 3.1.8.

3.1.6 The MinD4 Method of Bias Adjustment

The MinD4 is based on

$$D4(\mathbf{z}, \mathbf{x}) = \sum (z_t / x_t - z_{t-1} / x_{t-1})^2 \quad (3-18)$$

If we write the final series $z_t = x_t + \varepsilon_t$, where ε_t is the revision error, it could easily be seen that $E(\text{MinD4})$ is equivalent to minimize the variance of the revision errors.

$$\begin{aligned} D4(\mathbf{z}, \mathbf{x}) &= \sum (x_t + \varepsilon_t / x_t - (z_{t-1} + \varepsilon_{t-1}) / x_{t-1})^2 \\ &= \sum (x_t + \varepsilon_t) / x_t - (z_{t-1} + \varepsilon_{t-1}) / x_{t-1})^2 \end{aligned}$$

Taking the expected value of the right hand side, we get

$$E(D4) = \sigma^2 \left(\sum (1/x_t^2) \right), \text{ where } \sigma^2 \text{ is the variance of the revision error,}$$

$$E(\varepsilon_i^2) = \sigma^2 \text{ if } E(\varepsilon_i \varepsilon_j) = 0, i \neq j, \text{ i.e. the revision errors are uncorrelated.}$$

3.1.7 The MinD5 Method of Bias Adjustment

A new distance measure is introduced, called MinD5 based on

$$D(\mathbf{z}, \mathbf{x}) = \sum_{t=1}^n (\Delta(z_t - x_t) + \Delta z_t)^2 \quad (3-19)$$

The first part of this measure $\Delta(z_t - x_t)$ considers the changes of the differences between the preliminary and the revised estimates. The second part considers the changes of the revised estimates alone. Roughly speaking this measure looks for a revised estimate which is close to the preliminary and with smooth changes. MinD5 has been originally tested for benchmarking of seasonally adjusted series and the trend estimates. Here it is used for benchmarking of the preliminary series, which include the seasonal. We do not think that MinD4 should do well in this case.

For MinD5, the matrix $\mathbf{D}$ is given by

$$\mathbf{D} = \begin{bmatrix} 2 & 0 & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ -1 & 2 & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ 0 & -1 & 2 & \cdots & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \cdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \cdots & -1 & 2 \end{bmatrix} \quad (3-21)$$

3.1.8 The MinQ Method of Bias Adjustment

The MinQ-method was developed at SCB in 1999 and described in Rosén (1999:1,1999:2). This chapter is entirely based on (Rosén 1999:2) with the same notations²¹. We consider year0 and the next year year1. The preliminary quarterly estimates for these years are $X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6, X_7$ and X_8 , where X_1, X_2, X_3, X_4 are the preliminary values for the quarters 1,2,3 and 4 year0, X_5, X_6, X_7, X_8 are the preliminary values for the quarters 1,2,3 and 4 year1. The preliminary yearly totals are $S_0 = X_1 + X_2 + X_3 + X_4$ and $S_1 = X_5 + X_6 + X_7 + X_8$. From the YNA we have the final yearly totals T_0 and T_1 . The primary task is to adjust the preliminary quarterly values for year1 to the new yearly total T_1 . The inclusion of the quarterly values for year0 are included because of a need to sometimes revise these values even when the primary objective is to benchmark year1. Often the quarterly series for year0 is already benchmarked to the proper total, i.e.

$X_1 + X_2 + X_3 + X_4 = T_0$. In what follows, it does not matter if we consider T_0 as a new value ($T_0 \neq S_0$) or an old value ($T_0 = S_0$). We consider the case of a new yearly value for year0, i.e. there has been a revision of the yearly total of year0.

Problem statement

Adjust the preliminary series $X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6, X_7, X_8$ to a revised series $Z_1, Z_2, Z_3, Z_4, Z_5, Z_6, Z_7, Z_8$ such that the benchmarked series have the 'correct' totals, i.e.

$Z_1 + Z_2 + Z_3 + Z_4 = T_0$ and $Z_5 + Z_6 + Z_7 + Z_8 = T_1$. The benchmarked series 'mirrors' important properties of the preliminary series. The measure of change for quarter t for the X-series is $\Delta_t(X) = X_t / X_{t-1} - 1$. The corresponding change of the Z-series is $\Delta_t(Z) = Z_t / Z_{t-1}$, $t = 2, 3, 4, \dots, 8$. The preliminary and benchmarked (quarterly) pattern of changes for the series are the sequences $\Delta_2(X), \dots, \Delta_8(X)$ respectively $\Delta_2(Z), \dots, \Delta_8(Z)$. In cases where we (from a theoretical point of view) believe that the pattern of changes, is of major importance, the pattern of changes for the preliminary series and the benchmarked series should be the same, i.e.

$$\Delta_t(Z) = \Delta_t(X), t=2, \dots, 8. \quad \text{This fulfillment under the yearly}$$

²¹ The same notations are used in the SAS-program in Appendix 2.

restriction leads to the following equation system, with $Z_1, \dots, Z_8$, unknown, $X_1, \dots, X_8, T_0, T_1$

as known.

$$\begin{aligned} Z_t &= Z_{t-1}(X_t / X_{t-1}), t=2, \dots, 8, \quad Z_1 + Z_2 + Z_3 + Z_4 = T_0, \\ Z_5 + Z_6 + Z_7 + Z_8 &= T_1 \end{aligned} \quad (3.22)$$

However, the equation system with 9 equations and 8 unknown, has normally no unique solution. This can be overcome by soften the condition of similarity as follows. The preliminary and benchmarked series should have approximately the same pattern of changes

To make this work, we must have an opinion about what is 'approximately'. The discrepancies below, will play an important role: The discrepancies between the measures of changes for the X- and Y-series are

$$\Delta_t(Z) - \Delta_t(X) = Z_t / Z_{t-1} - X_t / X_{t-1}, t=2, \dots, 8. \quad (3.23)$$

The measure Q below, is a summary of the discrepancies in (3-23);

$$Q = \sum_{t=2}^8 [\Delta_t(Z) - \Delta_t(X)]^2 w_t = \sum_{t=2}^8 [(Z_t / Z_{t-1} - X_t / X_{t-1})^2] w_t, \quad (3.24)$$

where $w_2, \dots, w_8$ are suitable (but arbitrary) weights.

Q measures the lack of similarity between the preliminary and revised series. A small Q indicates good agreement, the smaller the Q -measure, the better approximation. Consequently, a natural benchmarking method is to minimize the Q -measure, called the MinQ-method. This measure was first introduced by Helfand et al. (1977) with $w_2, \dots, w_8 = 1$.

MinQ-benchmarking

The preliminary series $X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6, X_7, X_8$ is adjusted to the series

$Z_1, Z_2, Z_3, Z_4, Z_5, Z_6, Z_7, Z_8$, which minimizes Q under the restrictions

$$Z_1 + Z_2 + Z_3 + Z_4 = T_0 \text{ and } Z_5 + Z_6 + Z_7 + Z_8 = T_1. \quad (3.25)$$

It should be pointed out the weights must be set before the minimization can take place. A natural choice is that all quarters are considered as equal important. If so, all weights are set equal. In what follows, MinQ assumes that all weights are equal, if nothing else is said. If some quarter are considered as special important, e.g. Year1Q1, we can take $w_5 > 1$.

Some comments of the subroutine NLPLM in SAS

The SAS IML procedure offers a set of optimization subroutines for minimizing or maximizing a continuous nonlinear function $f = f(x)$ of n parameters, where $x = (x_1, \dots, x_n)^T$. The parameters can be subject to boundary constraints and linear or nonlinear equality and inequality constraints. There are many optimization subroutines available in IML. Each optimization subroutine works iteratively. If the parameters are subject only to linear constraints, all optimization and least-squares

techniques are feasible-point methods; that is, they move from a feasible point $x^{(k)}$ to a better feasible point $x^{(k+1)}$ by a step in the search direction $s^{(k)}$, $k = 1, 2, 3, \dots$. If you do not provide a feasible starting point $x^{(0)}$, the optimization methods call the algorithm used in the NLPFEA subroutine, which tries to compute a starting point that is feasible with respect to the boundary and linear constraints. Each optimization technique requires a continuous objective function $f = f(x)$ and all optimization subroutines except the NLPNMS subroutine require continuous first-order derivatives of the objective function f . If you do not provide the derivatives of f , they are approximated by finite difference formulas. You can use the NLPFDD subroutine to check the correctness of analytical derivative specifications. The implementation of NLPLM in the program MinQ uses the default options in SAS. All convergence criteria have been met for the MinQ-program implementation made in this report. SAS-programs for the implementation of the BM-methods UA, UM, MinD1, MinD4 and MinD5 is shown in Appendix 1 and for the MinQ-method in Appendix 2.

3.2 Principles of Benchmarking Methods

Benchmarking has been discussed since Denton's paper of 1971. However, there does not seem to have been any discussion of 'principles' of benchmarking or 'foundations of benchmarking'. What is a good BM-principle and how to compare different BM-approaches. Denton clearly focused on the numerical side of the problem. Helfand et. al. (1977) argued in terms of preserving the trend and the seasonal of the preliminary series. Nash et. al. focused on the causes to the need for BM, i.e., sampling and non sampling errors, old frames and new definitions of the variables. In Nash, p. 1, we can read 'As mentioned above, a revision procedure should exhibit many desirable properties'. The measure D3 above, is considered a measure of change in the trend, although the values x and z include a seasonal and also errors. In IMF (2001), there is a recommendation for the MinD4 formulated as follows. 'The general objective of benchmarking is

- to preserve as much as possible the short-run movements in the source data under the restriction provided by the annual data and, at the same time
- to ensure, for forward series, that the sum of the four quarters of the current year is as close as possible to the unknown future annual data.

Given this objective, it follows that, for the back series, the proportional Denton (MinD4) is by logical consequence optimal, if

- maximal preservation of the short-term movements in the indicator is specified as keeping the quarterly estimates as proportional to the indicator as possible; and
- the benchmarks are binding.

Now, any suggested distance measure is by definition optimal with respect to its own measure. The MinD1 is optimal for MinD1 but not for the D4-measure. The question is what are the implications of the measures? We think that such statements are misleading and do not focus on the main issue, the reason why low and high frequency estimates diverge. It is about all kinds of errors for the high and low frequency data and how these errors are distributed within years and possibly change over years. Any

BM –procedure preserves some property of the preliminary series consistent with new yearly totals. This preservation property seems to be shared with most people involved with BM. Is this principle consistent with a fast changing economy and changing consumer behaviour?

One way of classifying BM principles is *model-based* and *non-model-based* methods. Common methods are regression models, structural models and state-space models. In all these approaches, we have to specify the systematic part of the model as well as the stochastic part of the model. Furthermore, we must believe or be sure that the models are robust and that dynamics imposed by the models do not change over time. However, if the model is true, the properties of such approaches are very convincing. Properties like BLUE-estimates could be derived. Important results are given by Guero (2005) and others.

Now, we will precisely define what is a linear method of BM.

Definition 1: If there exist a matrix C such that $z = x + RB$, where B is the yearly bias, the revision R is called a linear revision.

We propose the properties, *idempotent*, *scale invariant*, *stable*, *additive* and *autocovariance stable* of any BM-principle R .

Definition 2: Let $z = R(x, y)$ be a revision from x to z under $C'z = y$. If $z = R(z, y)$, the revision R is called 'idempotent'.

Definition 3: Let $z = R(x, y)$ be a revision from x to z under $C'z = y$. If $\lambda z = R(\lambda x, y)$ R is called 'scale invariant'.

Definition 4: Let $z = R(x, y)$ be a revision from x to z under $C'z = y = C'x$.

If $z = R(x, y) = x$, R is called 'stable'.

Definition 5: Let $x = x_1 + x_2$ and $z_1 = R(x_1, y_1)$ be a revision from x_1 to z_1 under $C'z_1 = y_1$, $z_2 = R(x_2, y_2)$ be a revision from x_2 to z_2 under $C'z_2 = y_2$. Let $z = z_1 + z_2$,

$y = y_1 + y_2$. If $z = z_1 + z_2 = R(x, y) = R(x_1, y_1) + R(x_2, y_2)$, R is called 'additive'.

Definition 6: If the autocovariances of the series z and x are equal, $C_z(k) = C_x(k)$ for all k , then R is called autocovariance stable.

Comment 1:

A benchmarking procedure R should be considered in a broad sense including all 'decisions' made to 'choose' the revised vector z . For instance, if we use an algorithm to revise x for all data, but decide to revise only the last year, that decision is part of R .

Comment 2:

The definition 1 draws the attention to the linear or non-linear 'solutions' of the benchmarking problem. If the algorithm of R could be expressed with a linear function of the unknown variables z , then the benchmarking problem has always an explicit solution expressed in matrix algebra. If R is non-linear, the benchmarking problem has normally no exact solution. It must be based on numerical optimization algorithms, including numerical approximations of the gradient, the choice of starting values, convergence criteria, etc. It takes time to be confident that any 'solution' of a non-linear problem is reliable.

Comment 3:

Definition 2, refers to what is called idempotency in seasonal adjustment. If a time series is seasonally adjusted once again, with the same procedure, it should preserve the preliminary seasonal adjusted values. If the revised series z , under the restriction $C'z = Y$, all values of z , should be unchanged, if the revision $\mathcal{R}$ is made on z , under the same restriction $C'z = Y$. If $\mathcal{R}$ is linear, the idempotency property could be proved analytically. Idempotency also plays a role in general algebra. An operator $\mathcal{R}$ is idempotent if $\mathcal{R}^2 = \mathcal{R}$. If $\mathcal{R}$ is non-linear, the idempotency property can normally not be proved, only be checked by e.g. simulations.

Comment 4:

Definition 3 state that any revision procedure should not depend on the scale of the variables. That is, the procedure of benchmarking an index, with values around say 100, should 'work' with values of order $10 \exp(10)$. For linear benchmarking, scale invariance could be proved but not for non-linear benchmarking.²² It is interesting to note that scale invariance also implies that $\mathcal{R}(-x_t, y_t) = -\mathcal{R}(x_t, y_t)$ by taking $\lambda = -1$. This holds for any linear revision but also for MinQ.

Comment 5:

If there is no need for revisions, i.e. the 'old' yearly values X are all the same as the revised yearly values Y , then there should of course be no revision. That is $z=x$. However, we must require that the revision procedure $\mathcal{R}$ also produces the same result. If $\mathcal{R}$ is linear, this property can be proved, not for non-linear cases.

In what follows, we consider x and z as time series with auto covariances of the preliminary and benchmarked series, $C_x(k)$ and $C_z(k)$. All benchmarking algorithms apply some preserving property of the old series x to the revised series z , e.g. that the changes $\{z_t - z_{t-1}, t = 2, \dots, T\}$ and $\{x_t - x_{t-1}, t = 2, \dots, T\}$ should be 'the same' or that $(z_t / x_t - z_{t-1} / x_{t-1})^2, t = 2, \dots, T$ should be small. Such properties refer to the dynamics of the series, i.e. properties that are defined for different points in time. Normally benchmarking procedures consider lags of order 1 such as above. However, a generalized property refers to the autocovariance of the preliminary series and the revised series.

Comment 6: If a revision procedure is additive, it solves the problem of direct and indirect benchmarking as stated by e.g. Gubman and Burck (2005). This problem refers to benchmarking of binding aggregation restrictions. If x_1 represents 'exports of goods' and x_2 'exports of services' and

$x = \text{'exports of goods'} + \text{'exports of services'}$, BM of x (direct benchmarking) will produce the same result as benchmarking of exports of goods, benchmarking of 'exports of services' and then aggregate the benchmarked series, $z_1 + z_2$. That is, direct benchmarking and indirect benchmarking will produce identical results. This property is very important and preserves consistency in large sets of time series with

²² We have found that the original procedure MinQ used by Statistics Sweden was scale-dependant. It was changed by including new restrictions.

aggregation restrictions. As a consequence, the sum of the benchmarked series for the production side of QNA will be identical to benchmarked GDP. The additive property implies scale-invariance for $\lambda = \text{integers}$. If e.g. $x = x_1 = x_2$ we have $x_1 + x_2 = 2x$ and

$$\mathcal{R}(x_1) + \mathcal{R}(x_2) = \mathcal{R}(x) + \mathcal{R}(x) = \mathcal{R}(2x) = 2 \mathcal{R}(x).$$

A further implication of definition 5 is the existence of a 'null' -element in terms of $\mathcal{R}$ as an algebra or mapping. Let $x_2 = 0, y_2 = 0$. Then $x_1 + x_2 = x_1$, $\mathcal{R}(x_1, y_1)$ and $\mathcal{R}(x_1, y_1) + \mathcal{R}(0, 0) = \mathcal{R}(x_1, y_1) \Leftrightarrow \mathcal{R}(0, 0) = 0$. That is, definition 5 implies the 'null' -element, i.e. the null-revision $\mathcal{R}(0, 0) = 0$. MinD1, MinD2, MinD4 and minD5 have this property but not MinQ, which breaks down for $x = 0$ because x_t / x_{t-1} is not defined when $x_t = x_{t-1} = 0$.²³

Comment 7:

If a revision $\mathcal{R}$ is autocovariance stable, it should have certain implications for e.g. seasonal adjustment. It seems likely that there should not be necessary to change the model for x , e.g. it would preserve the seasonal and the dynamic properties of the seasonal adjusted series as well as the changes of the trend. It will preserve the dynamics of the estimated components of the series. The impact of $\mathcal{R}$ on the autocovariance can be tested by means of the estimated covariances $C_x(k)$ and $C_z(k)$.

4 Data

The process of producing statistics induces errors in the estimates because of changing populations. In times of economic growth, population totals will increase because of increases of the values for the units of the population. There will also be an increase of the number of units of the population during one year. Such structural changes of the population may occur in many different ways because of economic and also on institutional circumstances. Such changes of the population often results in different kinds of measurement errors and bias. Normally, we do not know much about the distribution of such errors in time and space.

At SCB, QNA uses quarterly and also monthly data to extrapolate 'the quarterly seasonal pattern'. The yearly change of the monthly industrial production index (IPI) is used to extrapolate QNA on the production side. Now, IPI is based on a survey and the frame of the population is updated once a year. There is also just one sample drawn in February every year, which is used in the estimation of IPI for every month of a year. In times of economic growth, there will be a downward bias of the estimates of e.g. IPI because of undercoverage of the population. This bias will increase during a year and will normally peak in Dec. every year. In times of economic recessions, there will be corresponding errors but with different signs. In recessions some companies go out of the marked. If such companies belong to the sample of the year, there will be an increase in non-response and some compensating methods takes over. Imputations based on estimated means of (domains) subgroups are usually used. This will lead to an

²³ This might cause problems when benchmarking stocks, which could be close to zero.

upward bias in estimating totals of the population²⁴. Measurement errors and also sampling errors produce estimates of high frequency data of lower quality than yearly data based on a total investigation of the units made at a later date.

In many cases, the discrepancies between yearly and quarterly or monthly statistics are caused by an unknown distribution of measurement, sampling and coverage errors. Any knowledge of the distribution of such errors could be used as early as possible, e.g. within the framework of calibration²⁵. However, if we know about the discrepancy between the YA and preliminary QA in year $t+1$ e.g., if there is a one per cent bias between preliminary QA and new YA, it should be distributed according to this knowledge of the distribution of the errors producing the bias. If it is probable that the errors are uniformly distributed over the year, we should distribute the bias accordingly. If we know that the errors are not uniformly distributed over the year, we should not use a uniform distribution of the errors.

Now, we are using two patterns of errors. First we use systematic measurement errors, which are uniformly distributed over the year. This is described in section 4.1 below. Next we suppose that the errors are growing during a year in the following way. The bias of Q1, Q2, Q3 and Q4 is 0, -1, -2 and -3 per cent of the final values.

4.1 Uniformly Distributed Bias

We will use Swedish quarterly GDP in fixed prices from 1993 to 2004 with a 'window' -approach. The series as published for the third quarter 2004, will be considered as the 'final' series. Four quarters, eight quarters, etc. of GDP will be taken away from the final series. The first period will be [Q1 1993, Q4 1997], the second [Q1 1993, Q4 1998], etc. and the last [Q1 1993, Q4 2004]. Benchmarking is made once a year with a revision period of two years. The preliminary yearly estimates are based on the final estimates with the following revision 'structures':

- i) All preliminary yearly estimates are $0.95 \times$ the final yearly estimate. It is called 'large upwards revisions'.
- ii) All preliminary yearly estimates are $0.98 \times$ the final yearly estimate. It is called 'moderate upwards revisions'.
- iii) All preliminary yearly estimates are $1.02 \times$ the final yearly estimate. It is called 'moderate downwards revisions'.
- iv) All preliminary yearly estimates are $1.05 \times$ the final yearly estimate. It is called 'large downwards revisions'.
- v) All preliminary yearly estimates are depending on the business cycle. The revision errors are switching between 0.98 and 1.02 depending on the business cycle. It is $0.98 \times$ final GDP in states of growth and $1.02 \times$ final GDP in states of recessions.

²⁴ See Öller and Hansson (2004).

²⁵ See e.g. Särndahl and Lundström (2005)

Table 4.1 Upwards Large Revisions

Time period	Last year	Benchmarking period	Preliminary yearly GDP last year
[Q1 1993, Q4 1998]	1998	1997-1998	=0.95 *Final GDP
[Q1 1993, Q4 1999]	1999	1998-1999	=0.95*Final GDP
[Q1 1993, Q4 2000]	2000	1999-2000	=0.95 *Final GDP
[Q1 1993, Q4 2001]	2001	2000-2001	=0.95 *Final GDP
[Q1 1993, Q4 2002]	2002	2001-2002	=0.95 *Final GDP
[Q1 1993, Q4 2003]	2003	2002-2003	=0.95 *Final GDP
[Q1 1993, Q4 2004]	2004	2003-2004	=0.95 *Final GDP

Table 4.2 Upwards Moderate Revisions

Time period	Last year	Benchmarking period	Preliminary yearly GDP last year
[Q1 1993, Q4 1998]	1998	1997-1998	=0.98 *Final GDP
[Q1 1993, Q4 1999]	1999	1998-1999	=0.98 *Final GDP
[Q1 1993, Q4 2000]	2000	1999-2000	=0.98 *Final GDP
[Q1 1993, Q4 2001]	2001	2000-2001	=0.98 *Final GDP
[Q1 1993, Q4 2002]	2002	2001-2002	=0.98 *Final GDP
[Q1 1993, Q4 2003]	2003	2002-2003	=0.98 *Final GDP
[Q1 1993, Q4 2004]	2004	2003-2004	=0.98 *Final GDP

Table 4.3 Downwards Moderate Revisions

Time period	Last year	Benchmarking period	Preliminary yearly GDP last year
[Q1 1993, Q4 1998]	1998	1997-1998	=1.02 *Final GDP
[Q1 1993, Q4 1999]	1999	1998-1999	=1.02 *Final GDP
[Q1 1993, Q4 2000]	2000	1999-2000	=1.02 *Final GDP
[Q1 1993, Q4 2001]	2001	2000-2001	=1.02 *Final GDP
[Q1 1993, Q4 2002]	2002	2001-2002	=1.02 *Final GDP
[Q1 1993, Q4 2003]	2003	2002-2003	=1.02 *Final GDP
[Q1 1993, Q4 2004]	2004	2003-2004	=1.02 *Final GDP

Table 4.4 Downwards Large Revisions

Time period	Last year	Benchmarking period	Preliminary yearly GDP last year
[Q1 1993, Q4 1998]	1998	1997-1998	=1.05 *Final GDP
[Q1 1993, Q4 1999]	1999	1998-1999	=1.05 *Final GDP
[Q1 1993, Q4 2000]	2000	1999-2000	=1.05 *Final GDP
[Q1 1993, Q4 2001]	2001	2000-2001	=1.05 *Final GDP
[Q1 1993, Q4 2002]	2002	2001-2002	=1.05 *Final GDP
[Q1 1993, Q4 2003]	2003	2002-2003	=1.05 *Final GDP
[Q1 1993, Q4 2004]	2004	2003-2004	=1.05 *Final GDP

Table 4.5 Business Cycle Dependant Revisions

Time period	Last year	Benchmarking period	Preliminary yearly GDP last year
[Q1 1993, Q4 1998]	1998	1997-1998	=1.02 *Final GDP
[Q1 1993, Q4 1999]	1999	1998-1999	=1.02 *Final GDP
[Q1 1993, Q4 2000]	2000	1999-2000	=0.98*Final GDP
[Q1 1993, Q4 2001]	2001	2000-2001	=0.98 *Final GDP
[Q1 1993, Q4 2002]	2002	2001-2002	=0.98 *Final GDP
[Q1 1993, Q4 2003]	2003	2002-2003	=1.02 *Final GDP
[Q1 1993, Q4 2004]	2004	2003-2004	=1.02 *Final GDP

The bias is uniformly distributed on Q1, Q2, Q3 and Q4.

4.2 Increasing Bias

Table 4.2.1 Increasing Bias

Time period	Last year	Benchmarking period	Preliminary distribution of Bias last year
[Q1 1993, Q4 1998]	1998	1997-1998	=Final GDP1998Q1 =0.99*final GDP1998Q2 =0.98*final GDP1998Q3 =0.97*final GDP1998Q4
[Q1 1993, Q4 1999]	1999	1998-1999	=Final GDP1999Q1 =0.99*final GDP1999Q2 =0.98*final GDP1999Q3 =0.97*final GDP1999Q4
⋮	⋮	⋮	⋮
[Q1 1993, Q4 2004]	2004	2003-2004	=Final GDP2004Q1 =0.99*final GDP2004Q2 =0.98*final GDP2004Q3 =0.97*final GDP2004Q4

5 Results

In this chapter, we show the results when the studied methods of benchmarking are used for Swedish GDP according to the different schemes of preliminary GDP as shown in table xxx in chapter 4. The results cover preservation of the properties of the preliminary series as well as the components estimated in SA of the benchmarked series with TRAMO/SEATS and X-12-ARIMA. We have used the automatic option for choice of the ARIMA-model and default options. The program DEMETRA has been used.

First, we show the results from testing the desirable properties discussed in chapter 3.2.

5.1 Desirable Benchmarking Principles

The properties of BM according to the definitions 2-6 in chapter 3.2 have been proved to hold for all linear revisions. These results are confirmed by empirical tests for all linear BM-methods studied in this paper. We are using artificial data according to table 5.1.1-6.1.8 below.

Table 5.1.1 Stability

		Preliminary series	Benchmarked series				
			UA	UM	MinD1	MinD4	MinD5
Year0Q1	2005	2005	2005	2005	2005	2005	2002
Q2	2105	2105	2105	2105	2105	2105	2102
Q3	1940	1940	1940	1940	1940	1940	1942
Q4	2050	2050	2050	2050	2050	2050	2053
Year1Q1	2010	2010	2010	2010	2010	2010	2010
Q2	2080	2080	2080	2080	2080	2080	2078
Q3	1960	1960	1960	1960	1960	1960	1959
Q4	2100	2100	2100	2100	2100	2100	2103

Table 5.1.2 Errors in per cent. Stability

		Preliminary series	Benchmarked series				
			UA	UM	MinD1	MinD4	MinD5
Year0Q1	2005	0	0	0	0	0	-0.129
Q2	2105	0	0	0	0	0	-0.125
Q3	1940	0	0	0	0	0	0.095
Q4	2050	0	0	0	0	0	0.165
Year1Q1	2010	0	0	0	0	0	0.001
Q2	2080	0	0	0	0	0	-0.090
Q3	1960	0	0	0	0	0	-0.068
Q4	2100	0	0	0	0	0	0.152

Table 5.1.3 Idempotency

		Preliminary series	Benchmarked series				
			UA	UM	MinD1	MinD4	MinD5
Year0Q1	2005	2005	2005	2005	2005	2005	1981
Q2	2105	2105	2105	2105	2105	2105	2090
Q3	1940	1940	1940	1940	1940	1940	1947
Q4	2050	2050	2050	2050	2050	2050	2082
Year1Q1	2010	2010	2010	2010	2010	2010	2068
Q2	2080	2080	2080	2080	2080	2080	2162
Q3	1960	1960	1960	1960	1960	1960	2053
Q4	2100	2100	2100	2100	2100	2100	2216

Table 5.1.4 Errors in per cent

		Preliminary series	Benchmarked series				
			UA	UM	MinD1	MinD4	MinD5
Year0Q1	2005	0	0	0	0	0	-0.106
Q2	2105	0	0	0	0	0	-0.058
Q3	1940	0	0	0	0	0	0.051
Q4	2050	0	0	0	0	0	0.112
Year1Q1	2010	0	0	0	0	0	0.012
Q2	2080	0	0	0	0	0	-0.045
Q3	1960	0	0	0	0	0	-0.081
Q4	2100	0	0	0	0	0	0.108

Table 5.1.6 Scale Invariance Y1=8499

	Preliminary series	UA	UM	MinD1	MinD4	MinD5	MinQ
Year0Q1	2005	2005	2005	1993.5	1993.7	1994.6	1983
Q2	2105	2105	2105	2093.5	2093.0	2093.5	2091
Q3	1940	1940	1940	1940	1940.1	1938.8	1946
Q4	2050	2050	2050	2072.8	2072.9	2072.9	2080
Year1Q1	2010	2097.25	2094.8	2067.2	2066.2	2082.6	2068
Q2	2080	2167.25	2170.8	2162.9	2164.5	2177.5	2163
Q3	1960	2047.25	2040.6	2060.1	2056.0	2053.3	2055
Q4	2100	2187.25	2192.6	2208.7	2212.0	2185.4	2213

Table 5.1.7 Scale Invariance Y1=8499000

	Preliminary	UA	UM	MinD1	MinD4	MinD5	MinQ
Year0Q1	2005000	2005000	2005000	1993557	1993759	1994665	2024998
Q2	2105000	2105000	2105000	2093557	2093069	2093572	2024998
Q3	1940000	1940000	1940000	1940000	1940178	1938858	2024998
Q4	2050000	2050000	2050000	2072885	2072992	2072905	2025005
Year1Q1	2010000	2097250	2094847	2067213	2066297	2082656	2124752
Q2	2080000	2167250	2170860	2162959	2164572	2177523	2124750
Q3	1960000	2047250	2040678	2060123	2056089	2053363	2124750
Q4	2100000	2187250	2192616	2208705	2212040	2185459	2124750

Table 5.1.8 Scale Invariance. Errors in per cent

	Benchmarked series					
	UA	UM	MinD1	MinD4	MinD5	MinQ
Year0Q1	0	0	0	0	0	2.1
Q2	0	0	0	0	0	-3.2
Q3	0	0	0	0	0	4.1
Q4	0	0	0	0	0	-2.6
Year1Q1	0	0	0	0	0	2.7
Q2	0	0	0	0	0	-1.8
Q3	0	0	0	0	0	3.4
Q4	0	0	0	0	0	-4.0

The scale invariance property was tested for $\lambda = 1000$.

From table 5.1.1 – 5.1.8, we can see that the benchmarking methods UA, UM, MinD1, MinD4 and MinD5 are stable, idempotent and scale invariant as they should, i.e., are classified as admissible BM-methods. That is not the case for MinQ. For $\lambda = 1000$ MinQ produced errors of order ± 4 per cent. That is, if MinQ revises $z = \mathcal{R}(x, y)$ then $1000z \neq \mathcal{R}(1000x, 1000y)$. We can also say that MinQ estimates the scale factor λ to be 1021, 968, 1041, 974, 1027, 982, 1034 and 960 for the benchmarked series as compared to the true scale $\lambda = 1000$. Finally, we check the additive property. The first preliminary series is shown in table 5.1.9, the second in table 5.1.10 and the sum in table 5.1.11. All benchmarking methods have the additive property

Table 5.1.9. First benchmarked series

Revised yearly total	Preliminary series	Benchmarked series					
		UA	UM	MinD1	MinD4	MinD5	MinQ
2324425	573878	573878	573878	569925	569872	570160	581105
	596628	596628	596628	592675	592396	592549	581105
	535966	535966	535966	535966	535933	535495	581105
	617953	617953	617953	625859	626224	626221	581112
2411467	565956.8	596100	595313	585723	585328	591090	602868
	589488.3	619632	621336	618149	618917	623496	602866
	527858	558001	553394	562449	559663	558579	602866
	607590.6	637734	641424	645146	647559	638302	602866

Table 5.1.10. Second benchmarked series

Revised yearly total	Preliminary series	Benchmarked series					
		UA	UM	MinD1	MinD4	MinD5	MinQ
4648850	1147756	1147756	1147756	1139850	1139743	1140320	1162211
	1193256	1193256	1193256	1185350	1184793	1185099	1162211
	1071932	1071932	1071932	1071932	1071866	1070989	1162211
	1235906	1235906	1235906	1251719	1252448	1252442	1162218
4822934	1131914	1192200	1190625	1171446	1170657	1182181	1205735
	1178977	1239263	1242672	1236298	1237834	1246991	1205733
	1055716	1116003	1106789	1124897	1119326	1117158	1205733
	1215181	1275468	1282848	1290292	1295117	1276604	1205733

Table 5.1.11 Benchmarking the sum of the preliminary series of table 6.1.10 and table 6.1.11.

Revised yearly total	Preliminary series	Benchmarked series					
		UA	UM	MinD1	MinD4	MinD5	MinQ
6973275	1721634	1721634	1721634	1709774	1709615	1710480	1743317
	1789884	1789884	1789884	1778024	1777189	1777648	1743317
	1607898	1607898	1607898	1607898	1607798	1606484	1743317
	1853859	1853859	1853859	1877578	1878672	1878663	1743324
7234401	1697870	1788300	1785938	1757169	1755985	1773271	1808602
	1768465	1858895	1864008	1854448	1856751	1870487	1808600
	1583574	1674004	1660183	1687346	1678989	1675738	1808600
	1822772	1913202	1924272	1935439	1942676	1914906	1808600

Table 6.1.12 Additive Property of Benchmarking. Errors in per cent

UA	UM	MinD1	MinD4	MinD5	MinQ
0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0

5.2 Increasing Bias

In this chapter, we compare the benchmarked series with the final series of GDP. First, we show the results based on the benchmarked series and the original values for GDP in fixed prices with increasing bias for the last year of the benchmark period. For the period 1993-1998, we show the benchmarked and final GDP in Fig. 5.4.0 below for subperiod 1997-1998. The dotted line is the preliminary series. In table 5.2.1, we show RMSE in per cent for the BM.methods, as compared to final GDP. Such tables have been produced for the original series of GDP, the seasonally adjusted series, the trend, the seasonal, the irregular and the forecasts from SA. We have also been considering the RMSE for the quarterly and yearly changes of the corresponding components. However, we will not show all tables because, the results are consistent for the datasets used. We show the results for the first 7 datasets (labeled series in Table 5.2.1 below). Mean, Std., Min., Max and range are the mean of RMSE, standard deviation of RMSE, minimum RMSE, maximum RMSE and range over the benchmarked series (levels). Rank is a ranking based on RMSE. A rank of 1 is the best BM-method. As can be seen from Table 5.2.1, MinD4 has a RMSE of 0.28 per cent, a reduction from 0.61 for the preliminary series. Table 5.2.1 is illustrated in Fig. 5.2.1. As can be seen, MinD4 and MinD1 is here quite close, while MinQ has an outlier in terms of RMSE. Something goes wrong for the series no. 6, where MinQ has a RMSE of 1.83, in fact worse than the preliminary series with a RMSE of 0.57. This indicates a general problem with MinQ. In most of the cases, it performs quite well. But, occasionally, it does not and then there may be quite large revision errors.

Fig. 5.2.0. Benchmarked series for 1997 and 1998.

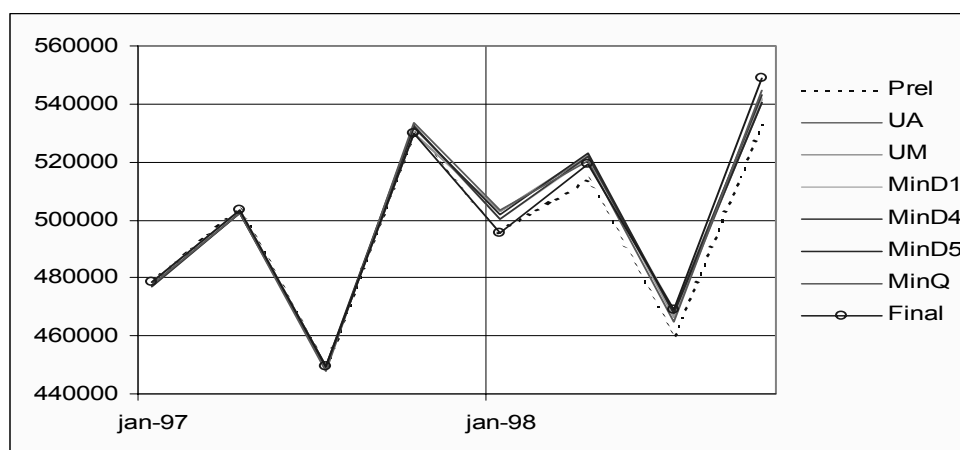
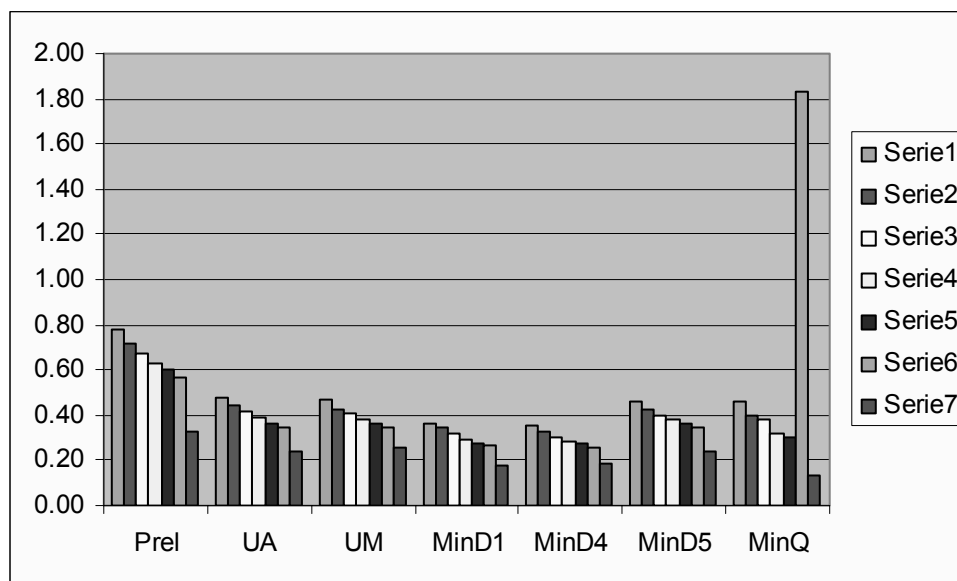
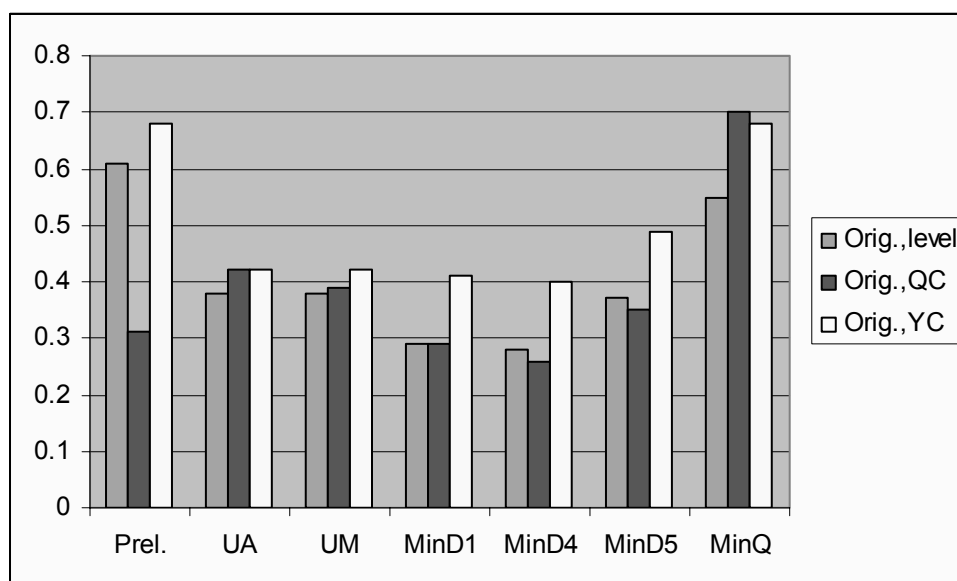


Table 5.2.1 RMSE in % for Benchmarked Series for GDP. Levels

SERIE NO.	Prel.	Benchmarking Methods					
		UA	UM	MinD1	MinD4	MinD5	MinQ
1	0.78	0.48	0.47	0.37	0.35	0.46	0.46
2	0.72	0.45	0.43	0.34	0.33	0.43	0.40
3	0.67	0.41	0.40	0.31	0.30	0.40	0.38
4	0.63	0.39	0.38	0.29	0.29	0.38	0.32
5	0.60	0.36	0.36	0.28	0.27	0.36	0.30
6	0.57	0.35	0.35	0.26	0.26	0.34	1.83
7	0.33	0.24	0.26	0.18	0.19	0.23	0.13
Mean	0.61	0.38	0.38	0.29	0.28	0.37	0.55
Std.	0.14	0.08	0.07	0.06	0.05	0.07	0.58
Min	0.33	0.24	0.26	0.18	0.19	0.23	0.13
Max	0.78	0.48	0.47	0.37	0.35	0.46	1.83
Range	0.45	0.24	0.21	0.19	0.17	0.23	1.70
Rank	6	4	4	2	1	3	5

Table 5.2.2 RMSE % for Benchmarked Series for GDP. Quarterly Changes

SERIE NO.	Prel.	Benchmarking Methods					
		UA	UM	MinD1	MinD4	MinD5	MinQ
1	0.39	0.52	0.48	0.37	0.33	0.44	0.49
2	0.36	0.49	0.44	0.35	0.31	0.41	0.43
3	0.33	0.45	0.41	0.32	0.28	0.38	0.41
4	0.31	0.41	0.39	0.30	0.27	0.36	0.34
5	0.29	0.39	0.37	0.28	0.25	0.34	0.33
6	0.28	0.37	0.35	0.26	0.24	0.32	2.77
7	0.21	0.29	0.31	0.17	0.18	0.23	0.14
Mean	0.31	0.42	0.39	0.29	0.26	0.35	0.70
Std.	0.06	0.08	0.06	0.07	0.05	0.07	0.92
Min	0.21	0.29	0.31	0.17	0.18	0.23	0.14
Max	0.39	0.52	0.48	0.37	0.33	0.44	2.77
Range	0.18	0.23	0.17	0.21	0.15	0.22	2.63
Rank	3	6	5	2	1	4	7

Fig. 5.2.1. RMSE % for Benchmarked Series for GDP. Levels**Fig. 5.2.2. RMSE % for Benchmarked Series for GDP. Levels, Quarterly and Yearly Changes**

Next, we show the corresponding result for the components from seasonal adjustment, the seasonal adjusted series, the trend and the forecasts.

Table 5.2.2 RMSE % for Benchmarked Series for GDP. Seasonally adjusted Series, Trend Estimates and Forecasts. Level, Quarterly and Yearly Changes. TRAMO/SEATS

	Prel.	UA	UM	MinD1	MinD4	MinD5	MinQ
Orig.,level	0.61	0.38	0.38	0.29	0.28	0.37	0.55
Orig.,QC	0.31	0.42	0.39	0.29	0.26	0.35	0.7
Orig.,YC	0.68	0.42	0.42	0.41	0.40	0.49	0.68
SA.,level	0.64	0.35	0.37	0.36	0.34	0.43	0.5
SA.,QC	0.44	0.41	0.41	0.44	0.37	0.51	0.67
SA.,YC	0.83	0.57	0.58	0.59	0.56	0.71	0.78
Trend.,level	0.61	0.34	0.36	0.25	0.26	0.33	0.6
Trend.,QC	0.29	0.22	0.23	0.18	0.21	0.26	0.28
Trend.,YC	0.73	0.53	0.56	0.37	0.41	0.50	0.71
Fcast,orig	1.89	0.89	1.02	1.26	0.89	0.95	1.55
Fcast,SA	1.93	0.78	0.89	0.83	0.89	0.89	1.46
Mean(RMSE)	0.81	0.48	0.51	0.48	0.44	0.53	0.77
Std	0.57	0.20	0.24	0.31	0.24	0.23	0.39
Rank	7	2	4	3	1	5	6

Table 5.2.3 RMSE % for Benchmarked Series for GDP. Seasonally adjusted Series, Trend Estimates and Forecasts. Level, Quarterly and Yearly Changes. X-12-ARIMA

	Prel.	UA	UM	MinD1	MinD4	MinD5	MinQ
SA.,level	0.63	0.38	0.37	0.32	0.34	0.41	0.58
SA.,QC	0.46	0.50	0.49	0.39	0.44	0.5	0.74
SA.,YC	0.73	0.59	0.54	0.51	0.56	0.61	0.74
Trend.,level	0.57	0.26	0.26	0.24	0.25	0.29	0.47
Trend.,QC	0.27	0.22	0.22	0.19	0.20	0.24	0.31
Trend.,YC	0.66	0.37	0.38	0.37	0.38	0.45	0.60
Fcast,orig	2.14	1.07	1.13	0.99	0.98	1.05	1.52
Fcast,SA	2.03	0.92	1.17	1.36	0.87	1.04	1.62
Mean(RMSE)	0.94	0.54	0.57	0.55	0.50	0.57	0.82
Std	0.72	0.31	0.37	0.41	0.28	0.31	0.48
Rank	7	2	4	2	1	4	6

As can be seen from Table 5.2.2, the MinD4 performs quite well in terms of all components as and also for the original series seasonal adjustment with TRAMO/SEATS. MinD4 is also the best BM-method when X-12-ARIMA is used for SA as can be seen from Table 5.2.3. However, MinD1 is also very close to MinD4. MinQ does not perform well. It is better compared with the preliminary series, but not much. The results of table 5.2.2 and 5.2.3 are illustrated in Fig. 5.2.3 and Fig. 5.2.4 below.

Fig. 5.2.3 RMSE % for Benchmarked Series for GDP. Seasonally adjusted Series, Trend Estimates and Forecasts. Level, Quarterly and Yearly Changes. TRAMO/SEATS

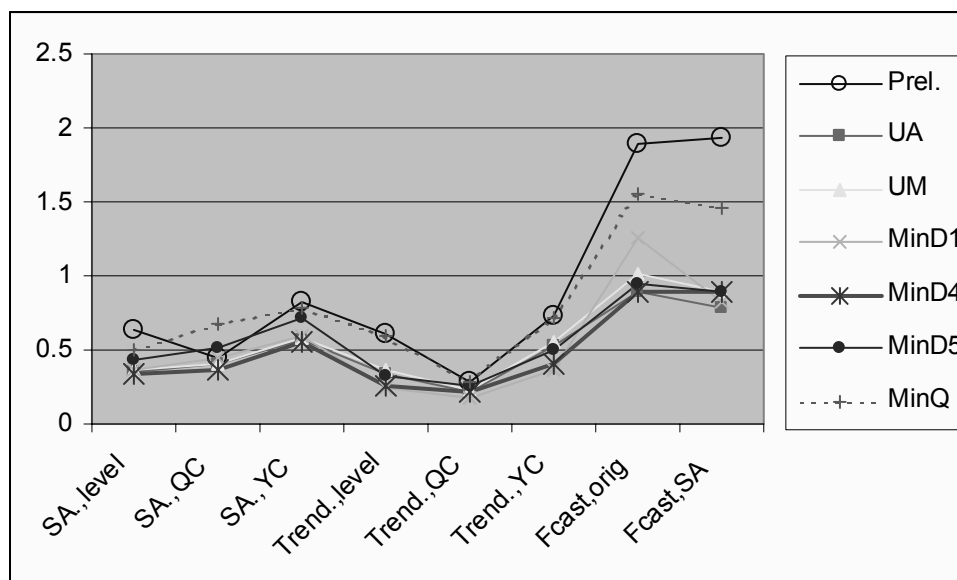
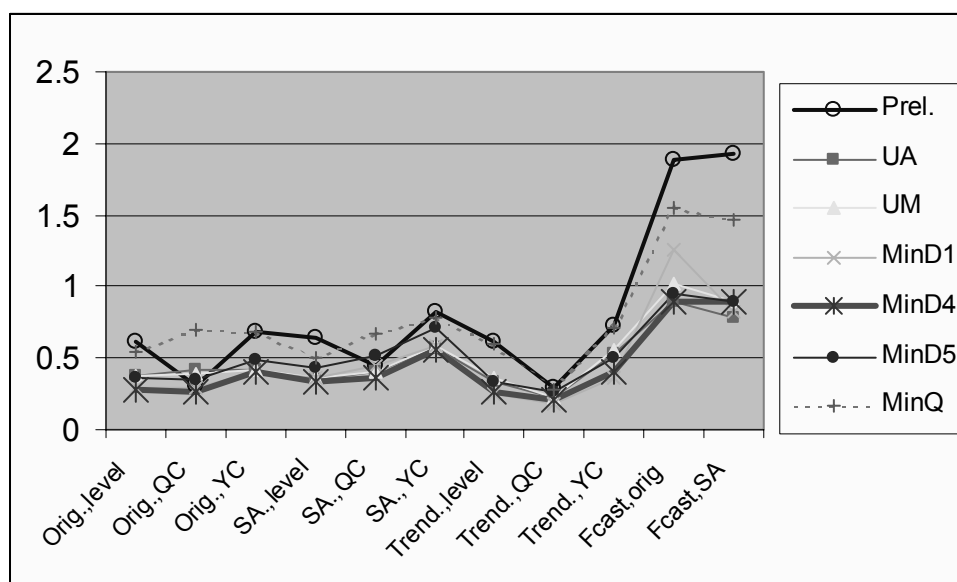


Fig. 5.2.4 RMSE % for Benchmarked Series for GDP. Seasonally adjusted Series, Trend Estimates and Forecasts. Level, Quarterly and Yearly Changes. TRAMO/SEATS



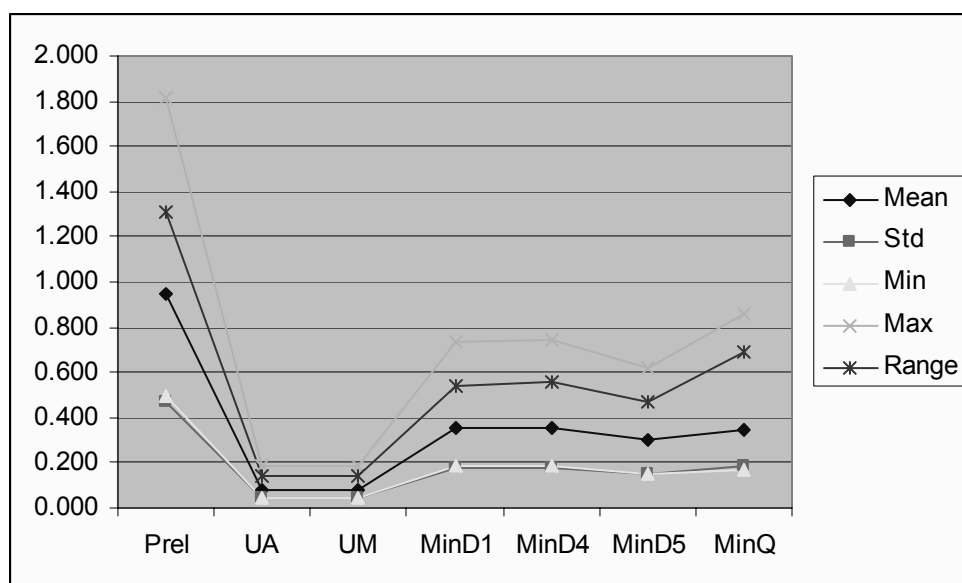
5.3 Uniformly Distributed Bias

In table 5.3.1 below, we show the overall RMSE in percent for benchmarking av GDP with uniformly distributed bias according to table 4.1-4.5. Five different pattern of systematic bias are imposed and distributed uniformly to the quarters. We show the overall performance. The results for the individual series are in lines with table 5.3.1. The mean over the benchmarked series for the preliminary series is 0.95 percent with a standard deviation (std) of 0.465, a min/max value of 0.500/1.813. The correspondig for the UA-method is 0.083, 0.043 etc. A ranking of the BM-mthods is also included. A rank of 1 means the best BM-method, with respect to the statistics shown. The results are presented in graphical form in Fig. 5.3.1. As can be seen from the table and from the graph, the UA-method and the UM-method are clearly the best methods of benchmarking in terms of RMSE. The second best method is the MinD5. There are small differences between MinD1, MinD4 and MinQ. However, the MinQ-method have large variability in terms of RMSE than the other methods.

Table 5.3.1 RMSE for different benchmarking methods. Original values

RMSE	Prel	UA	UM	MinD1	MinD4	MinD5	MinQ
Mean	0.950	0.083	0.082	0.358	0.353	0.297	0.345
Std	0.465	0.043	0.043	0.178	0.176	0.148	0.190
Min	0.500	0.041	0.040	0.189	0.183	0.153	0.170
Max	1.813	0.185	0.184	0.731	0.744	0.623	0.859
Range	1.313	0.144	0.144	0.542	0.562	0.469	0.689
Rank							
Mean	7	1	1	3	3	2	3
Std	7	1	1	3	3	2	4
Min	7	1	1	4	4	2	3
Max	7	1	1	3	3	2	4
Range	7	1	1	3	3	2	4
Mean rank	7.0	1.0	1.0	3.2	3.2	2.0	3.6

Fig. 5.3 1 RMSE for different benchmarking methods



In the tables 5.3.2-5.3.6, we show the RMSE for the unobserved components, the SA series, the trend, the seasonal and the irregular. The RMSE for the yearly changes and quarterly changes are included in the tables. The UA is the best BM-method for all components with the exception of the trend. For the trend, the MinD4 is best.

What can we say about these results? The first impression might be 'big surprise'. The methods of uniformly benchmarking does not seem to have much support in the literature. However, the result are important because they draw the attention to the reason behind the need for benchmarking. Benchmarking is made because there are errors in the preliminary data. The distribution of these errors is vital in the selection of a BM-procedure. Table 5.3.1 shows that if there is a uniform distribution of errors among quarters, a uniform BM-principle is optimal in terms of RMSE of the original series. The size of the errors does not matter or if the errors depend on the state of the business cycle. As long as the distribution of errors are uniform over a year, uniform BM is optimal. This is also the case for 'most' the estimated components of the series. MinD4 is the second best method if the errors are uniformly distributed.

Table 5.3.2 Seasonal Adjusted Series

RMSE	Prel	UA	UM	MinD1	MinD4	MinD5	MinQ
<u>TRAMO/</u>		<u>SEATS</u>					
Mean	1.17	0.23	0.27	0.31	0.30	0.34	0.30
Std	0.45	0.14	0.18	0.13	0.13	0.11	0.12
Min	0.50	0.02	0.02	0.13	0.13	0.17	0.14
Max	2.07	0.57	0.64	0.64	0.69	0.61	0.66
Range	1.57	0.55	0.62	0.51	0.56	0.43	0.51
<u>Rank</u>							
Mean	7	1	2	4	3	5	3
Std	7	5	6	3	4	1	2
Min	7	1	1	4	3	6	5
Max	7	1	3	4	6	2	5
Range	7	4	6	2	5	1	3
Mean rank	7.0	2.4	3.6	3.4	4.0	3.0	3.6
<u>X-12-A</u>							
Mean	1.22	0.31	0.32	0.44	0.42	0.40	0.39
Std	0.46	0.21	0.21	0.21	0.18	0.18	0.17
Min	0.48	0.03	0.06	0.14	0.12	0.13	0.10
Max	1.95	0.75	0.75	0.99	0.90	0.86	0.84
Range	1.47	0.72	0.68	0.86	0.77	0.73	0.74
<u>Rank</u>							
Mean	7	1	2	6	5	4	3
Std	7	4	4	6	3	2	1
Min	7	1	2	6	4	5	3
Max	7	1	1	6	5	4	3
Range	7	2	1	6	5	3	4
Mean rank	7.0	1.8	2.0	6.0	4.4	3.6	2.8

Table 5.3.3 Trend Estimates

RMSE	Prel.	UA	UM	MinD1	MinD4	MinD5	MinQ
<u>TRAMO/</u>	<u>SEATS</u>						
Mean	1.070	0.167	0.205	0.208	0.190	0.217	0.209
Std	0.421	0.150	0.194	0.112	0.095	0.112	0.112
Min	0.423	0.007	0.007	0.087	0.085	0.091	0.090
Max	1.945	0.598	0.647	0.483	0.475	0.553	0.594
Range	1.521	0.591	0.640	0.396	0.390	0.461	0.504
<u>Rank</u>							
Mean	7	1	3	4	2	6	5
Std	7	3	4	2	1	2	2
Min	7	1	1	3	2	4	4
Max	7	5	6	2	1	3	4
Range	7	5	6	2	1	3	4
Mean rank	7.0	3.0	4.0	2.6	1.4	3.6	3.8
<u>X-12-A</u>							
Mean	0.942	0.215	0.224	0.281	0.265	0.278	0.263
Std	0.364	0.125	0.130	0.138	0.087	0.105	0.087
Min	0.399	0.017	0.035	0.096	0.073	0.099	0.065
Max	1.495	0.545	0.545	0.826	0.423	0.501	0.445
Range	1.096	0.528	0.510	0.730	0.351	0.403	0.380
<u>Rank</u>							
Mean	7	1	2	6	4	5	3
Std	7	4	5	6	2	3	1
Min	7	1	2	6	4	5	3
Max	7	1	1	6	3	5	4
Range	7	5	4	6	1	3	2
Mean rank	7.0	2.4	2.8	6.0	2.8	4.2	2.6

Table 5.3.4 The Seasonal Factor

RMSE	Prel	UA	UM	MinD1	MinD4	MinD5	MinQ
<u>TRAMO/</u>	<u>SEATS</u>						
Mean	0.453	0.231	0.281	0.396	0.395	0.332	0.405
Std	0.200	0.141	0.172	0.182	0.183	0.156	0.182
Min	0.141	0.025	0.039	0.122	0.125	0.081	0.153
Max	0.918	0.555	0.654	0.825	0.851	0.801	0.939
Range	0.777	0.530	0.614	0.703	0.726	0.720	0.787
<u>Rank</u>							
Mean	7	1	2	5	4	3	6
Std	7	1	3	4	4	2	4
Min	7	1	2	4	5	3	6
Max	7	1	2	4	5	3	6
Range	7	1	2	3	5	4	6
Mean rank	7.0	1.0	2.2	4.0	4.6	3.0	5.6
<u>X-12-A</u>							
Mean	0.428	0.183	0.183	0.255	0.269	0.201	0.289
Std	0.262	0.106	0.100	0.124	0.141	0.103	0.149
Min	0.082	0.012	0.034	0.059	0.050	0.047	0.047
Max	1.074	0.457	0.439	0.563	0.657	0.504	0.630
Range	0.992	0.444	0.405	0.504	0.607	0.457	0.583
<u>Rank</u>							
Mean	7	1	1	4	5	3	6
Std	7	3	1	4	5	2	6
Min	7	1	2	5	6	3	3
Max	7	2	1	4	5	3	6
Range	7	2	1	4	5	3	6
Mean rank	7.0	1.8	1.2	4.2	5.2	2.8	5.4

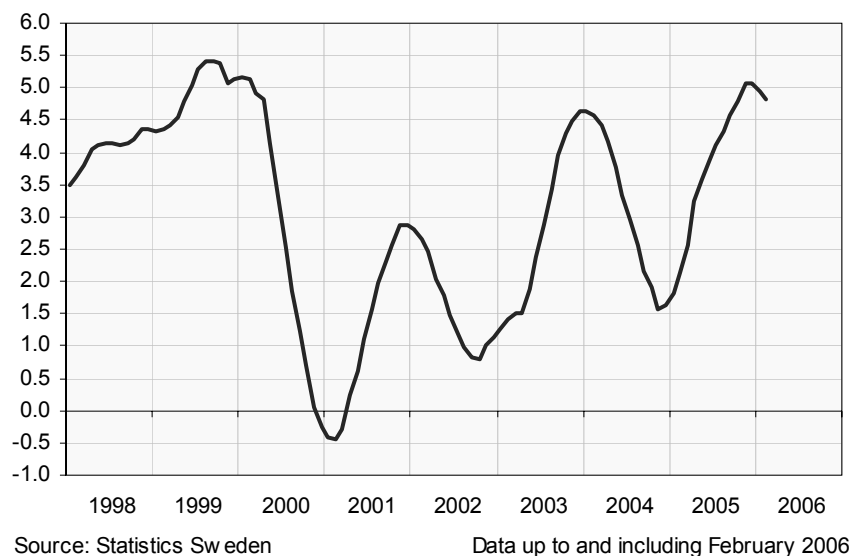
Table 5.3.5. The Estimated Irregular

RMSE	Prel	UA	UM	MinD1	MinD4	MinD5	MinQ
<u>TRAMO/</u>	<u>SEATS</u>						
Mean	0.303	0.170	0.196	0.223	0.225	0.247	0.218
Std	0.203	0.097	0.105	0.092	0.100	0.125	0.117
Min	0.072	0.015	0.026	0.067	0.069	0.070	0.058
Max	1.303	0.368	0.387	0.423	0.477	0.736	0.588
Range	1.231	0.353	0.361	0.355	0.408	0.665	0.529
Rank							
Mean	7	1	2	4	4	5	3
Std	7	1	4	2	3	6	5
Min	7	1	2	4	4	4	3
Max	7	1	2	3	4	6	5
Range	7	1	3	2	4	6	5
Mean rank	7.0	1.0	2.6	3.0	3.8	5.4	4.2
<u>X-12-A</u>							
Mean	0.389	0.238	0.257	0.341	0.321	0.303	0.303
Std	0.172	0.156	0.151	0.180	0.156	0.144	0.131
Min	0.100	0.027	0.059	0.120	0.099	0.100	0.079
Max	0.756	0.539	0.537	0.804	0.794	0.697	0.662
Range	0.656	0.512	0.478	0.684	0.696	0.597	0.583
Rank:							
Mean	7	1	2	6	5	3	3
Std	7	4	3	6	4	2	1
Min	7	1	2	6	4	4	3
Max	7	1	1	6	5	4	3
Range	7	2	1	5	6	4	3
Mean rank	7.0	1.8	1.8	5.8	4.8	3.4	2.6

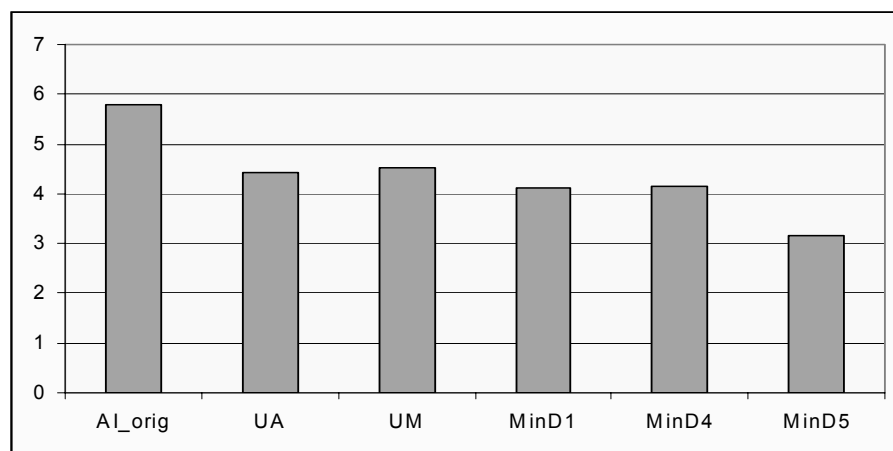
5.4 Swedish Activity Index

Statistics publish a monthly activity index for the Swedish economy (AI) since 1998. It is based on five monthly indicators, industrial production index, retail sales, the number of hours worked for the public sector, export and imports of goods. The weights of the indicators are estimated by a quarterly regression model where real GDP is the dependant variable. AI is published as an index (base year = 2000). The index is seasonally adjusted with TRAMO/SEATS with an ARIMA(111)(010)-model with Easter and trading-day effects. AI is benchmarked to real GDP (measured as an index) with the UA-method described in xxx.. The BI weights outside the BM-period is at present extrapolated. The BI-weight for the last BM quarter is used for all months of the current observations. For Jan. and Feb. 2006 the BI-weight from 2005Q4 is used. AI is published on the home page for SCB, where the following graph is shown²⁶. As can be seen from Fig. 5.4.1, Sweden appears to be in a state of rapid economic growth. The growth according to the index for January was even higher, 5.6 per cent. It should be mentioned that the change of the AI calculated from the trend has been proved to be a very precise indicator of the corresponding change of seasonally adjusted GDP. MAPE for the change of SA GDP for about 20 ex ante predictions has been about 0.3 per cent.

²⁶ See <http://www.scb.se/Statistik/NR/NR0104/2006M02/'Graph 1'!A1>.

Fig.5.4.1 Activity Index. Percentage Change from previous month, annual rate. Trend

Now, such a high growth rates were not expected at SCB. Some metodological checks have been made to confirm the growth including the impact of benchmarking. Below, we show the corresponding graphs for the investigated BM-methods. The BI weights for January and February 2006 are here based on ARIMA-forecasts²⁷. The impact of benchmarking for Feb. 2006 is shown in Fig. 5.4.2 below. The BI-weights for MinD4 are shown in graph 5.4.3. As can be seen from Fig. 5.4.5, the different BM-methods produce quite different estimates of the trend. This is also the case for the SA series, but not shown here. The differences between the BM-methods for Feb. 2006 are considerable as shown in Fig. 5.4.2. The original AI-trend indicates a growth of near six per cent.

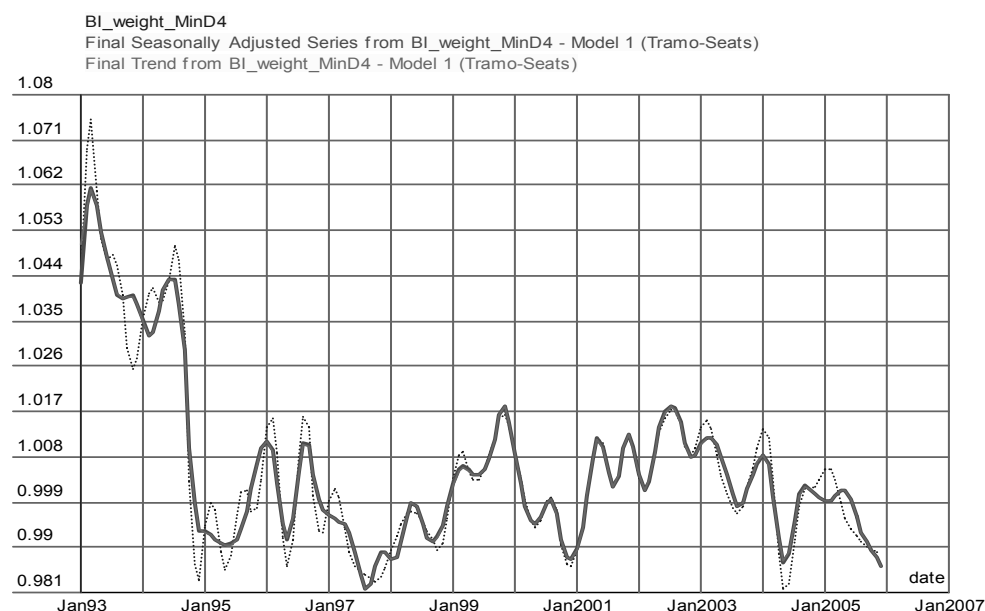
Fig. 5.4.2 Activity Index in February 2006 Percentage Change from previous Month, Annual Rate. Trend. Different Benchmarking Methods

²⁷ The BI-weight for January and February used for the official estimate are somewhat different.

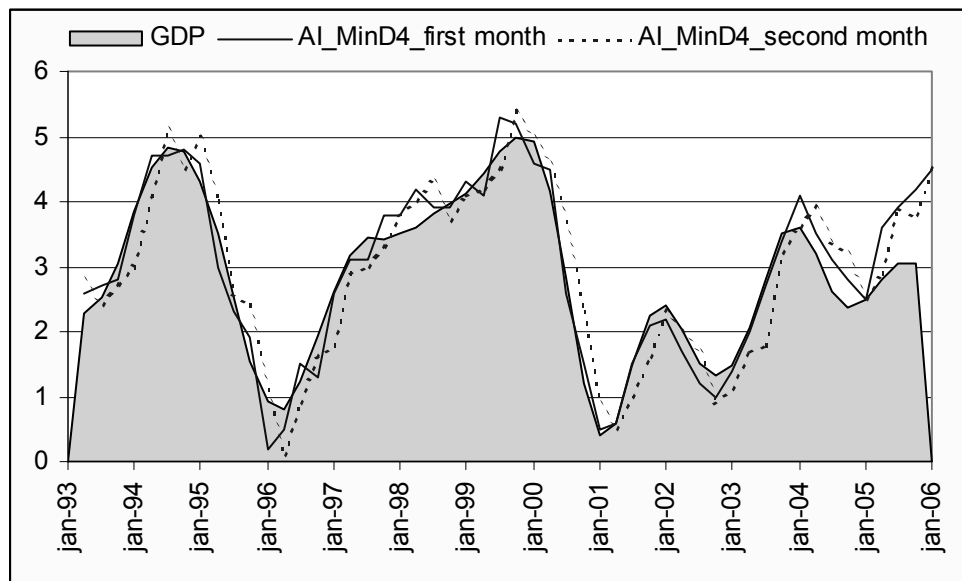
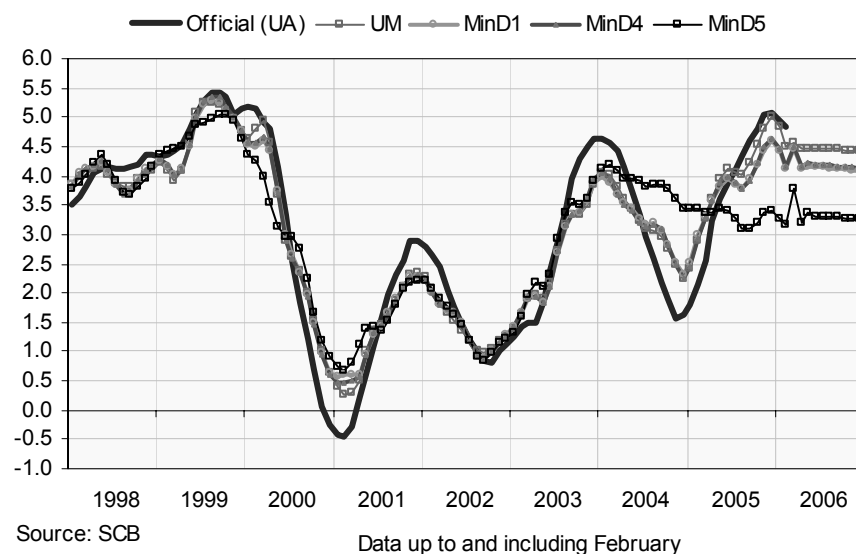
AI_orig=Trend based on the original series

How to discriminate between the different BM-methods for AI. One way of doing this, is to look at the relation between changes of SA GDP and changes based on the AI. The correlation coefficients between the change of the trend for the mean of AI for the first, second and third months of a quarter and the change of GDP trend are quite high. That is also the case for the changes of AI based on the first, second and the third month of a quarter. For example, the correlation coefficient between the changes of the trend for AI based on the first month of the quarter and SA GDP is 0.96 with MinD4 BM. . The corresponding for the changes of the GDP trend is a little lower. Comparing the different benchmarking methods, the MinD4 seems to maximize the correlation between the change of GDP and the AI as is illustrated in Fig. 5.4.4.

Fig. 5.4.3. BI-Weights for MinD4 for the Activity Index.²⁸



²⁸ The model for AI is estimated for data from 1995. That is why the BI-weights for 1993 and 1994 are quite large.

Fig. 5.4.4 Activity Index and GDP. Percentage Change of Trend. Annual Rate.**Fig. 5.4.5 Activity Index. Percentage Change from previous month, annual rate. Trend. Forecast from Mars 2006.**

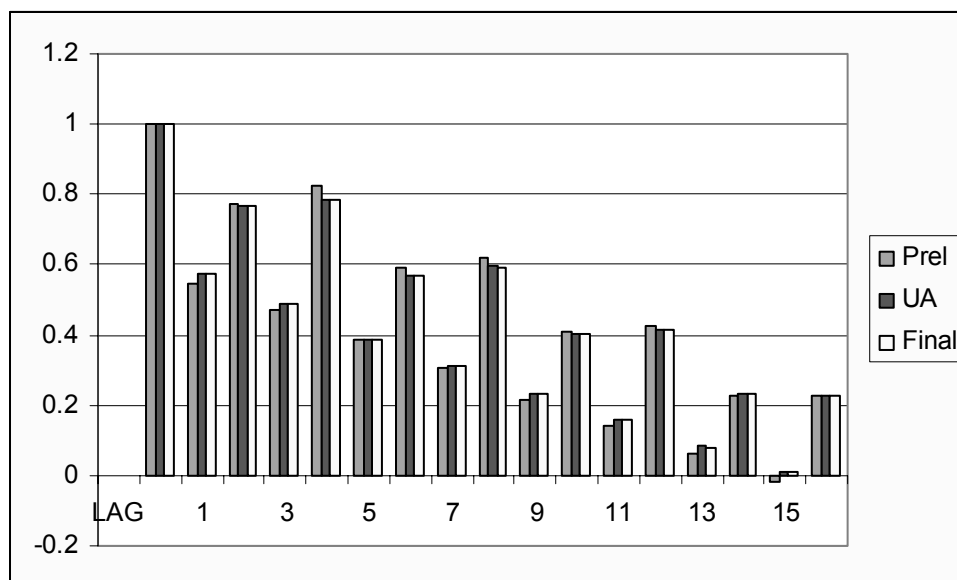
As can be seen from Fig. 5.4.5 above, the different BM-methods show very different forecasts for 2006 ranging from about 3.2 to 4.5. Considering also the standard errors of the forecasts, the choices of the benchmarking method seems to be of utmost importance.

5.5 Autocorrelations of the Benchmarked Series

We conclude this section by showing the autocorrelations for the preliminary series, the benchmarked series and the final series for GDP. We have used the benchmarked series as a result from the preliminary series in table 4.1 with the preliminary values = $0.95 \times \text{final GDP}$, uniformly distributed on Q1, Q2, Q3 and Q4. The revision period is 2003-2004. We

show the results for the original series (levels) for additive and uniformly BM. The results for the other methods are not statistically different from UA.

Fig. 5.5.1 Autocorrelation for preliminary series, final series and UA benchmarked series



As can be seen from Fig. 5.5.1, there are very small differences in terms of autocorrelations for LAG=0, 1,..., 16²⁹. The results are very similar in the case of increasing bias.

5.6 Choices of ARIMA-models

In model-based seasonal adjustment, the choice of the model is very important for the results. Given the same data, different models, estimation methods, choice of filters for the estimation of the unobserved components will produce quite different pictures to the user of statistics. The most important choice, is the choice of the model. In this chapter, we will show if there are some differences between BM-methods and their impact of the choices of the ARIMA-models.

At a first glance, it would be tempting to think that the small differences between BM-methods in terms of similarity between the properties of the preliminary series and the BM-series will result in small differences between the chosen ARIMA-models. Is it so?

The results are here based on the case of uniformly distributed bias as given by the table 4.1-4.5 in chapter 4. The results are shown in Appendix 3. We use the notation pdq for the order of the systematic part of the ARIMA-model and PDQ for the seasonal part. The cases where the ARIMA-model of the preliminary series and the benchmarked series are the same are shown in gray. Example. In Table A.3.1, the ARIMA-model

²⁹ This is not surprising because we are only revising the last year using a uniform distribution of the yearly bias.

It seems reasonable that revising several years could change the autocorrelations more.

for the preliminary series 2 (second benchmarking) was ARIMA(010)(011). The model for the UA-benchmarked series was also

ARIMA(010)(011), which is marked in gray. Std is the standard deviation of the order³⁰ of the models identified for a particular BM-method. The preliminary series has a standard deviation of 0.7 based on the order or the models used, i.e., (311)(011), (010)(011), ..., (011)(010). The standard deviation is used as a measure of the complexity of the identified ARIMA-model. The Std for the UA-method is 0.5. That is, UA-benchmarking produces series with lower complexity in the case of uniformly distributed bias. All tables in Appendix 3 draws the attention to the complex situation in terms of benchmarking and seasonal adjustment. Looking at table A.3.1 in Appendix 3, it is clear that adding one year of preliminary data with bias to a time series results in a revisions of the 'optimal' models for seasonal adjustment. However, the maintenance of the ARIMA-models in use³¹ (current models) is based on benchmarked series. The output from the maintenance is an optimal model for a regime of benchmarked series, whatever BM-method is used. It is not optimal for current seasonal adjustment using preliminary data. For the UM-method, there is only one ARIMA-model, which is optimal for the preliminary series and the benchmarked series.

Table 5.6.1. Proportion of cases where the ARIMA-model for the preliminary series is not changed by benchmarking

Benchmarking methods:	UA	UM	MinD1	MinD4	MinD5	MinQ
Uniform bias:						
TRAMO/SEATS	0.37	0.37	0.23	0.23	0.31	0.37
X-12-A	0.43	0.43	0.26	0.26	0.23	0.26
Total	0.40	0.40	0.24	0.24	0.27	0.31
Rank:	1	1	5	5	4	3
Increasing bias:						
TRAMO/SEATS	0.43	0.43	0.43	0.43	0.57	0.14
X-12-A	0.43	0.71	0.29	0.71	0.43	0.29
Total	0.43	0.57	0.36	0.57	0.50	0.21
Rank:	4	1	5	1	3	6

There is some indication that the MinD4 and UM-methods preserve the ARIMA-model when the program X-12-ARIMA is used. About 70 per cent of the cases studied, X-12-ARIMA chooses the same model for the preliminary series and for the MinD4 and UM benchmarked series. In case of increasing bias and MinQ-benchmarking, the revision pressure on the ARIMA-model is high. Only in 14 per cent of the cases, there is a common 'optimal' ARIMA-model based on TRAMO/SEATS for the preliminary series and for the MinQ benchmarked series. Similar result is given by X-12-A in terms of rank.

In terms of preserving the ARIMA-model for the preliminary series and the benchmarked series, uniformly additive benchmarking and the MinD4 methods seems to be the best methods.

³⁰ Inclusive the order of differentiation

³¹ At SCB, this is done once a year based on benchmarked data.

References

- Ahmad, N., Bournot, S. and F. Koechlin (2005)**, *Revisions to quarterly gdp estimates-a comparative analysis for seven large OECD countries*. OECD 2005.
- Bassie, V.L. (1939)** *Interpolation Formulae for the Adjustment of Index Numbers*. Paper presented at the Annual Meetings of the American Statistical Association. Dec. 1939.
- Bassie, V.L. (1958)** *Economic Forecasting*. Mc Graw-Hill. New York.
- Bloem, A.M, Dippelsman, R.J., and Maehle, N.O. (2001)** *Quarterly National Accounts manual - Concepts, Data Sources and Compilation*. IMF 2001.
<http://www.imf.org/external/pubs/ft/qna/2000/Textbook/index.htm>.
- Boot, C.G., W. Feibes och J.H. Lisman (1967)** *Further comments on the derivations of quarterly figures from annual data*. Applied Statistics, Vol. 16, 1967.
- Charlotte, P.A. (1978)** *Comparison and Assessment of Various Adjustment Methods of Sub-Annual Series to Yearly Benchmarks*, Time Series and Statistics Canada, 1978.
- Denton, F.T. (1971)** *Adjustment of Monthly or Quarterly Series to Annual Totals: An Approach Based on Quadratic Minimization*. JASA 66, 1971 99-102.
- Di Fonzo T.D. and M. Marini (2005)**, *Benchmarking Systems of Seasonally Adjusted Time Series*. Journal of Business Cycle Measurement and Analysis. Vol. 2, No. 1. OECD 2005.
- Durbin J. and Koopman S.J. (2001)**, *Time Series Analysis by State Space Methods*. Oxford University Press.
- Durbin J. and Koopman S.J. (2003)**, *Filtering and smoothing of state vector for diffuse state space models*, Journal of Time Series Analysis, vol 24, no 1, 85-98.
- Durbin J. and Quenneville B. (1997)**, *Benchmarking by State Space Models*, International Statistical Review, vol 65, no 1, 23-48.
- Eisen, M. et al. (1975)** *The Quality of Census Bureau Economic Time Series Indicators - Past Performance and Planned Improvements Proceedings of the Business and Economics Statistics Section, ASA, 1975*.
- Ginsburg, V. (1973)** *A Further Note on the Derivation of Quarterly Figures Consistent with Annual Data*, Applied Statistics, Vol. 22, No. 3, 1973.
- Gubman, Y. and L.Burk, (2005)**, *Benchmarking of Israeli Economic Time Series and Seasonal Adjustment*. Central Bureau of Statistics, Israel. March 2005.
- Helfand, S.D., Monsour, N.J., och Trager, M.L. (1977)**, *Revision of Current Business Survey Estimates*. Proceedings of the Business and Economic Statistics Section, American 20. Statistical Association, 1977.
- Isaki, C.T. et al., (1976)** *Sample Redesign Aspects of the Census Bureau's Monthly Business Surveys*. Proceedings of the Business and Economic Statistics Section, American Statistical Association, 1976.
- Lisman J.H.C. och J. Sandee (1964)** *Derivation of Quarterly Figures from Annual Data*. Applied Statistics, Vol. XIII, No. 2, 1974.
- Mantel, Heinrich (1972)** *Benchmarking for Shipments with Link to Previous Period with Preservation of Quarter-to-Quarter and Month-to-Month Changes*. (Unpublished paper, Jan 25, 1972.
- Monsour N.J. och M.L. Trager (odat)** *Revision and Benchmarking of Business Time Series*. U.S. Bureau of the Census.
- Nash J. M. , Mitchel L.T. (>1977)** *Revision and Benchmarking of Business Time Series*, U.S. Bureau of the Census.
- Nasse, P., (1973)** *Le Système des comptes nationaux trimestriels*, Annales de l'INSEE, 14, Paris 1973.
- OECD (1977a)** *Reconciliation of Quarterly and Annual National Accounts. Economics and Statistics Department Ad Hoc Meeting on Quarterly National Accounts, Paris dec 1977, OECD des/Ni/77.14*.

- OECD (1977b)** *Provisional Report. Economics and Statistics Department Ad Hoc Meeting on Quarterly National Accounts*, Paris dec 1977, OECD DES/NI 77.
- Palate, J. (2005)**, *Reusable components for benchmarking using kalman filters*. Banque Nationale Bank de Belgique.
- Rambaldi, A.N., D.S. Prasada Rao and H.E. Doran (2005)**, *Constructing internationally comparable real income aggregates by combining sparse benchmark data with annua national national accounts data. A state-space approach*. Workshop on frontiers in benchmarking techniques and their application to official statistics, 7-8 april 2005. OECD.
- Rosén, B. (1999)**, *'Adjusting a Time Series to the Levels of a Lowere Frequency Time Series'*. Statistics Sweden.ES-METOD.No. 41.July 1999.
- Sol D. H., Nash J.M. och Mitchel L.T. (>1977)** *Historical Revision of Current Business Survey Estimates*. U.S. Bureau of the Census.
- Sjöberg L-O (1981)** *Utgjänningsmetoder vid nivåkorrigering av kvartalsdata*. Rapport inom tidsserieprojektet. SCB dec 1981.
- Sjöberg L-O (1982)** *Jämförelse av uppräkningsmetoder för nationalräkenskapsdata*. Rapport inom tidsserieprojektet. SCB man 1982.
- Wolter, K.M. et al. (1986)** *Selection and Estimation Aspects of the Census Bureau's Monthly Business Surveys*. Proceedings of the Business and Economic Statistics Section, American Statistical Association, 1976.
- Theil, H., (1958)** *Contribution to Economic Analysis XV*, North Holland, Amsterdam, 1958.
- Quilis, E.M. (2005)**, *Benchmarking techniques in the Spanish quaraterly national accounts*. Workshop on frontiers in benchmarking techniques and their application to official statistics, 7-8 april 2005. OECD.
- Vangrevelinghe, G. (1966)** *Lèvolution à court terme de la consommation des mènages*, Etudes et Conjoncture, INSEE 9, 54-102, Paris, 1966.
- Öhlén, S. (1999)**, *Seasonal Adjustment of National Accounts*.
- Öhlén, S. (1999)**, *Revision xxxxx*.
- Öhlén, S. (2006)**, *Principles of Benchmarking*. Statistics Sweden. To be published.
- Öller, L.E., and K.G. Hansson (2004)**, *Revisions of National Accounts: Swedish Expenditure Accounts and GDP*. Journal of Business Cycle Measurement and Analysis – Vol. 1, No. 3.

Appendix 1. SAS-program for UA, UM, MinD1, MinD4 and MinD5

```

/*****
/* A SAS-program for Benchmarking
/* The program uses SAS-IML to the benchmarking methods
/* described in Öhlén (2006), 'Benchmarking and Seasonal Adjustment'.
/* Paper presented at the Conference 'Seasonality, Seasonal Adjustment,
/* and Their Implications in Short-Term Forecasting and Analysis'.
/* Eurostat. Luxembourg 10-12 May 2006.
/* The original ideas are based on Denton (1971).
/* 'Adjustment of Monthly or Quarterly Series to Annual Totals:
/* An Approach based on Quadratic Minimization'
/* Denton, JASA Mars 1971, Vol. 66 no 333
*****/

DATA Denton; input x ;
date=intnx('quarter','1dec1993'd,_n_) ;
format date yyq4. ;
/* A preliminary quarterly series from 1993Q1-1998Q4 is given below
cards;
441268
446728
403100
460712
451493
464308
417555
486815
474427
480945
431266
504617
482994
485054
439082
509484
478417
503567
449307
530053
495304
514244.61
459949.28
532641.55
;
run;
/* Adjustments of the preliminary series to annual totals
/* Starts SAS Interactive Matrix Language
PROC IML;
RESET AUTONAME;
USE DENTON (KEEP=x);
READ ALL INTO x [COLNAME=ITEMNAME];

/* Y below are the benchmarked totals corresponding to the quarterly
/* preliminary series x above. If the program will be used for many series
/* x and y-values should be read into SAS from an external file, e.g. by
/* a DDE -link. n seas = frequency of the data, n=4 for quarterly data,
/* n=12 for monthly data, etc., k=number of years
/* Note that in this example, only the last total is revised from a preli-
/* minary value to the value to 2033194
/* If there are many series to benchmark, the Y-values should be read into
/* SAS by the INFILE-statement.

```

```

Y={1751808,1820171,1891255,1916614,1961344,2033194};
n=nrow(x); m=nrow(y); k=n/m; n_seas=4;
/* C is the matrix (3-3) in the paper */

C=REPEAT({0},n,m);
DO J={1} TO m;
    I=K*(J-1)+{1};
    DO L={0} TO n_seas-{1};
        C[I+L,J]={1};
    END;
END;

/* Öhlén, 2006, ch 3.1.1 formula (3-8) */
/* Uniformly and Additive Bias Adjustment */
/* In this case the matrix A=I, the identity matrix */
A=REPEAT({1},n,n);
I=DIAG(A);
INVA=INV(I);
R=INVA*C*INV(C`*INVA*C);
/* B is the yearly bias */
/* The yearly bias B is distributed to the quarters by the matrix R */
/* Z is the revised series */
B=Y-C`*X;
Z=X+R*B;
UA=Z;
PRINT UA (|FORMAT=7.0|);
/* Öhlén, 2003, ch 3.1.2 */
/* Uniformly and Multiplicative Bias Adjustment */
/* In this case the matrix A=INV(DIAG(X))*I*INV(DIAG(X)) */
A=INV(DIAG(X))*I*INV(DIAG(X));
INVA=INV(A);
R=INVA*C*INV(C`*INVA*C);
B=Y-C`*X;
Z=X+R*B;
UM=Z;
PRINT UM (|FORMAT=7.0|);
/* Öhlén, 2003, ch 3.1.3 */
/* MIND1 Min(dx-dz)(dx-dz) */
/* Denton, p. 100 */
/* First, the matrix D according to (3-14) is built */
D=REPEAT({1},n,n);
D=DIAG(D);
DO J={1} TO N-{1};
    D[J+{1},J]=-1;
END;
PRINT D;
A=D`*D;
INVA=INV(A);
R=INVA*C*INV(C`*INVA*C);
B=Y-C`*X;
Z=X+R*B;
MIND1=Z;
PRINT MIND1 (|FORMAT=7.0|) 1;

/* MIND4 */
/* A=INV(XX)*D`*D*INV(XX); (Z-X)/X */
/* Denton DIF[(Z-X)/X] */
xx=DIAG(x);
n=nrow(x);
m=nrow(y);
k=n/m;
C=REPEAT({0},n,m);

```

```

DO J={1} TO m;
  I=K*(J-1)+{1};
  DO L={0} TO n_seas-{1} ;
    C[I+L,J]={1};
  END;
END;
D=REPEAT({1},n,n);
D=DIAG(D);
DO J={1} TO N-{1};
  D[J+{1},J]=-1;
END;
A=INV(XX)*D`*D*INV(XX);
INVA=INV(A);
R=INVA*C*INV(C`*INVA*C);
B=Y-C`*X;
Z=X+R*B;
MIND4=Z;
PRINT MIND4 (|FORMAT=7.0|);

/* The method of Öhlén ch. 3.1.7 */
/* Mind5 */
/* Matrix D according to (3-21) is built */
D=REPEAT({2},n,n);
D=DIAG(D);
DO J={1} TO N-{1};
  D[J+{1},J]=-1;
END;
A=INV(XX)*D`*D*INV(XX);
INVA=INV(A);
R=INVA*C*INV(C`*INVA*C);
B=Y-C`*X;
Z=X+R*B;
MIND5=Z;
PRINT MIND5 (|FORMAT=7.0|) ;;
/* Creating data form IML workspace */
Create work.UA      from UA;      Append from UA;
Create work.UM      from UM;      Append from UM;
Create work.MIND1   from MIND1;   Append from MIND1;
Create work.MIND4   from MIND4;   Append from MIND4;
Create work.MIND5   from MIND5;   Append from MIND5;
QUIT;

/* Exporting data to the active EXCEL-file output.xls */
/* First defining where to put the benchmarked series */
/* to the sheet bench */
/* Note that the file output.xls must be open */
FILENAME UA        DDE 'EXCEL|[output.xls]bench!R3C2:R1000C2' notab ;
FILENAME UM        DDE 'EXCEL|[output.xls]bench!R3C3:R1000C3' notab ;
FILENAME MIND1     DDE 'EXCEL|[output.xls]bench!R3C4:R1000C4' notab ;
FILENAME MIND4     DDE 'EXCEL|[output.xls]bench!R3C5:R1000C5' notab ;
FILENAME MIND5     DDE 'EXCEL|[output.xls]bench!R3C6:R1000C6' notab ;

/* Then exporting the benchmarked series */
DATA _NULL_ ; FILE UA;      SET UA;      PUT COL1; RUN;
DATA _NULL_ ; FILE UM;      SET UM;      PUT COL1; RUN;
DATA _NULL_ ; FILE MIND1;   SET MIND1;   PUT COL1; RUN;
DATA _NULL_ ; FILE MIND4;   SET MIND4;   PUT COL1; RUN;
DATA _NULL_ ; FILE MIND5;   SET MIND5;   PUT COL1; RUN;

/* If there are many time series to benchmark, the code above could */
/* be used in a SAS macro by looping */

```

Appendix 2. SAS-programs for MinQ

This program is a prototype made by Anders Skölleremo.

This program is a prototype made by Anders Skölleremo.

```
*****
* MINQ.SAS;
* This program is used for benchmarking en time series with 8 values.
* Data on preliminary as well as the final yearly totals should be stored
* in EXCEL, which must be active, i.e. open. '.' must be used as decimal
* delimiter * in EXCEL, not ','. All that is needed from the user is the
* input needed between the ****-strings below. After that, the program
* can run.
*****;
%let fil=PRIMSER; * The name of the EXCEL-workbook;
%let X1_X8=r4c3:r11c3;* Position in EXCEL of the prel. yuarterly series;
%let AR0TOT=r4c5:r4c5;* Position in EXCEL of the preliminary yearly totals;
%let AR1TOT=r4c8:r4c8;* Position in EXCEL of the final yearly totals;
%let Z1_Z8=r4c4:r11c4;* Position in EXCEL of the final benchmarked series;
* The number of decimals of the benchmarked series is made in EXCEL;
* The weights w are made here;
Data WEIGHTS; W2=1;W3=1;W4=1;W5=1;W6=1;W7=1;W8=1;RUN;
*****;
* Input from EXCEL and creating a SAS-file with indata;
FILENAME A dde "EXCEL|&fil..XLS!&X1_X8";
Data X1_X8;INFILE A; Input X;Run;
FILENAME A dde "EXCEL|&fil..XLS!&AR0TOT";
Data AR0TOT;INFILE A;Input T0;Run;
FILENAME A dde "EXCEL|&fil..XLS!&AR1TOT";
Data AR1TOT; INFILE A;Input T1;Run;
Proc TRANSPOSE data=X1_X8(keep=X) prefix=X out=IND(DROP=_NAME_);
Data INDATA; Set IND; U=1;
Set AR0TOT point=U;
Set AR1TOT point=U;
Set WEIGHTS point=U;Run;
Proc IML;
*****
* In what follows SAS/IML is used to execute the Levenberg-Marquardts *
* minimization routine. In the first step,we specify indata, then the *
* the object function F FUNC(Y)=Q=Sum{F[i]: i=2,3,...,8}**2
*****;
Start
F FUNC(Z) global (X1,X2,X3,X4,X5,X6,X7,X8,W2,W3,W4,W5,W6,W7,W8,T0,T1);
F=J(1,7,0.);
* Here, we specify the object function in (3-24).;
F[1]=(Z[2]/Z[1]- X2/X1)*sqrt(W2);
F[2]=(Z[3]/Z[2]- X3/X2)*sqrt(W3);
F[3]=(Z[4]/Z[3]- X4/X3)*sqrt(W4);
F[4]=(Z[5]/Z[4]- X5/X4)*sqrt(W5);
F[5]=(Z[6]/Z[5]- X6/X5)*sqrt(W6);
F[6]=(Z[7]/Z[6]- X7/X6)*sqrt(W7);
F[7]=(Z[8]/Z[7]- X8/X7)*sqrt(W8);
Return(F); Finish F FUNC;
* The specifications of the side conditions. See SAS/IML page 169. ;
Use work.INDATA;
Read all var {X1 X2 X3 X4 X5 X6 X7 X8 W2 W3 W4 W5 W6 W7 W8 T0 T1};
blc=J(4,10,.);
blc[3,1]=1; blc[3,2]=1; blc[3,3]=1; blc[3,4]=1;
blc[4,5]=1; blc[4,6]=1; blc[4,7]=1; blc[4,8]=1;
blc[3,9]=0; blc[4,9]=0;
blc[3,10]=T0; blc[4,10]=T1;
* Starting point for the iterations ;
ST= {X1 X2 X3 X4 X5 X6 X7 X8};
*****
* Options. See SAS/IML Software page 171 opt[1]=the number of sums *
* in the object function. opt[2]=controlls the output delivery system *
*****;
opt={7 2};
```

```

*****
* Call to the Levenberg-Marquardts minimization routine
* for the calculation of the optimal benchmarked series
* YRES(=benchmark values minimizing F_FUNC), a 1x8 matrix.;
*****;
CALL NLPLM(rc,YRES,"F_FUNC",ST,opt,b1c); Print YRES;Run;
*Then we write the benchmarked series to EXCEL
VarNames= {Z1,Z2,Z3,Z4,Z5,Z6,Z7,Z8};
Create work.UT from YRES[colname=varNames]; Append from YRES; Quit;
Proc TRANSPOSE data=UT out=JUST(drop=_NAME_);Run;
FILENAME B dde "EXCEL|&fil..XLS!&Z1 Z8";
DATA _NULL_; File B; Set JUST;Put COL1; Run;

```

Appendix 3. Choices of ARIMA-models.

Table A.3.1 The Choices of ARIMA-models. TRAMO/SEATS. Based on Table 4.1

Serie no.	1	2	3	4	5	6	7	Std	No. of models	Switchh
Prel.										
p	3	0	0	0	3	0	0			
d	1	1	1	1	1	1	1			
q	1	0	1	1	0	0	1			
P	0	0	0	0	0	0	0			
D	1	1	1	1	1	1	1			
Q	1	1	1	0	0	1	1	0.7	6	6
Benchmarking										
UA:										
p	0	0	0	0	0	0	0			
d	1	1	1	1	1	1	1			
q	0	0	0	1	0	0	0			
P	0	0	0	0	0	0	0			
D	1	1	1	1	1	1	1			
Q	1	1	1	0	1	1	1	0.5	2	2
UM:										
p	3	3	3	2	2	1	3			
d	1	1	1	2	1	2	1			
q	1	1	1	1	1	1	1			
P	0	0	0	0	0	0	0			
D	1	1	1	1	1	1	1			
Q	1	1	1	1	1	1	1	0.8	4	4
MinD1										
p	0	3	3	0	3	0	3			
d	1	1	1	1	1	1	1			
q	0	1	1	0	1	0	1			
P	0	0	0	0	0	0	0			
D	1	1	1	1	1	1	1			
Q	1	1	1	1	1	1	1	0.8	2	5
MinD4										
p	3	3	0	3	3	3	3			
d	1	1	1	1	1	1	1			
q	1	1	1	1	1	1	0			
P	0	0	0	0	0	0	0			
D	1	1	1	1	1	1	1			
Q	1	1	0	1	1	1	1	0.9	2	2
MinD5										
p	3	0	0	2	0	0	2			
d	1	1	1	1	1	1	1			
q	1	1	1	1	1	1	1			
P	0	0	0	0	0	0	0			
D	1	1	1	1	1	1	1			
Q	1	1	1	1	1	1	1	0.6	3	4
MinQ										
p	3	0	3	0	0	0	0			
d	1	1	1	1	1	1	1			
q	1	0	1	0	0	0	0			
P	0	0	0	0	0	0	0			
D	1	1	1	1	1	1	1			
Q	1	1	1	1	1	1	1	0.7	2	3

Bilaga 3 – Kedjning av kvartalsdata i nationalräkenskaperna

Detta PM behandlar endast kedjningen i kvartalsräkenskaperna. Årsanpassning och säsongrensning beaktas ej.

I avsnittet *Bakgrund* ges förutsättningar för års- och kvartalsräkenskaperna. I avsnittet *Index och fastprisberäkningar* relateras indexteori med det som görs på SCB. Dessutom introduceras den elementära byggstenen i fastprisberäkningen, volymutvecklingen mellan två tidpunkter. I avsnittet *Kedjeindex och fasta priser* ger en schematisk bild av fastprisberäkningarna i årsräkenskaperna. I avsnittet *Kedjningsmetoder* förklaras skillnaden mellan att fastprisberäkna/indexberäkna år och kvartal. Dessutom besvaras frågorna: Vilka kedjningsmetoder är nuvarande alternativ? Vad är skillnaden?

I avsnittet *Avslutning* diskuteras vilka kriterier som styr val av metod.

Bakgrund

För att bedöma volymutvecklingen för BNP:s komponenter måste alla år ha samma enhet. Därför fastprisberäknas BNP och dess delar. Alla värden uttrycks i samma prisnivå, vilket i nuläget är 2000 års priser. Fastprisberäkningar för de årliga nationalräkenskaperna finns specificerade i manualer och handböcker, [1] och [2].

För delar av BNP som alltid är positiva innebär fastprisberäkningar att index³² beräknas. Enligt SNA93 skall ett kedjeindex användas³³. I första hand skall ett superlativt index³⁴ (t.ex. Fisher, Tornqvist, Walsh) användas. Ett Laspeyre index är också tillåtet. Nationalräkenskaperna använder ett Laspeyre kedjeindex, [7].

När det gäller kvartalsräkenskaperna finns i nuläget inga formella krav förutom följande³⁵:

"Quarterly accounts forecast results of annual accounts as closely as possible".

För kvartalsräkenskaperna finns även följande stöd, [3], [4] och [6].

Index och fastprisberäkningar

Klassisk indexteori beskriver hur en värdeökning mellan två tidpunkter skall delas upp i en pris- och en volymkomponent. Hur skall volymutvecklingarna för olika produkter aggregeras?

³² Index förutsätter alltid positiva värden

³³ Avsnitt XVI.D i SNA93

³⁴ Det innebär att beskrivas i termer av en tillräckligt flexibel nytto- eller produktionsfunktion.

³⁵ Commission Decision 715/98, Annex I Section I.1.

Det kan göras på tre sätt:

- Priser och kvantiteter
- Använda fasta priser
- Aggregera volymutvecklingar för olika produkter med vikter

Den klassiska indexteorin med ett antal produkter med genomsnittspriser och kvantiteter mellan två år, basåret och publiceringsåret.

Låt

$p_{i,t}$ = Pris för produkt i vid tidpunkten t,

$q_{i,t}$ = Kvantitet för produkt i vid tidpunkten t och

$LP_{i,t}$ = Värdet för produkt i vid tidpunkten t = $p_{i,t} q_{i,t}$.

Om vikten är basårets priser får vi Laspeyre's volymindex i:

$$LQ_{0,1} = 100 * \frac{\sum_i p_{i,0} q_{i,1}}{\sum_i p_{i,0} q_{i,0}}.$$

Om vikten är publiceringsårets priser får vi ett Paasche volymindex, PQ.³⁶

Om vikten ett geometriskt av basåret och publiceringsårets priser har vi ett Walsh volymindex³⁷.

Fisher's volymindex är ett geometriskt medelvärde av Laspeyre och Paasche volymindex.

Tabell 1 Exempel 1, Priser och vikter vid två tidpunkter

Produkt	p_0	q_0	p_1	q_1
1	1	100	1.1	90
2	1	200	0.8	240
3	1	100	1.1	90

Beräkning av de olika volymindexen ger att PQ=102.6, FQ= 103.8 och LQ=105.³⁸

Notera att i exemplet är PQ<FQ <LQ. Denna relation gäller ofta; om det är en negativ korrelation kvantitetsandelar och priser (SNA93 16.20).

Indexberäkningar i praktiken

Kvantiteter och priser är oftast okända. T.ex. för utrikeshandeln finns endast värden.³⁹ För fastprisberäkning används export-/import-prisindex. Det finns tillgång till löpande priser, LP_t , och ett prisindex, $P_{0,t}$:

$$\text{Låt } FP_t(t-1) = \text{Värdet år t uttryckt i t-1 års priser} = 100 * \frac{LP_t}{P_{t-1,t}}.$$

³⁶ Se appendix

³⁷ Walsh prisindex används i KPI, se [8]

³⁸ Se Appendix

³⁹ Det finns även kvantiteter för vissa varugrupper men varugruppen är oftast heterogen vilket innebär att kvantiteter är mycket olämpliga att använda.

Aggregering av branscher görs genom att addera fasta priser och löpande priser var för sig för de ingående branscherna och därefter kvoten mellan fasta priser publiceringsåret och löpande priser basåret.

$$LQ_{0,1} = 100 * \frac{FP_1(0)}{LP_0} = \frac{\sum_i FP_{i,1}(0)}{\sum_i LP_{i,0}}$$

Tabell 2 Exempel 2, Tillverkningsindustri

Ar	LP _t	FP _{t(t-1)}	LQ _{t-1,t}
2000	427581	435990	
2001	412552	418313	97.83
2002	419442	436484	105.80
2003	423443	434832	103.67
2004	455314	465156	109.85
2005	474707	466932	102.55

Från tabell 2 ser vi att förädlingsvärdet minskade med 2.17% mellan 2000 och 2001 samt att det ökade med 9.85% mellan 2003 och 2004.

Aggregeringar i primärstatistiken

Primärstatistiken levererar ibland volymindikatorer för olika branscher.

Ett exempel är Industriproduktionsindex (IPI) som mäter volymutvecklingen för 50 branscher. Målvariabeln är förädlingsvärde men det som mäts är outputen: leveranser, volymproduktionsuppgifter. Det innebär att fasta priser saknas i IPI. För att beräkna IPI för hela tillverkningsindustrin måste branscherna aggregeras med förädlingsvärden som vikter:

$$w_{i,0} = \frac{LP_{i,0}}{\sum_i LP_{i,0}}. \text{ Använder vikter från föregående år.}$$

$$LQ_{0,1} = \sum_i w_{i,0} LQ_{i,0,1}.$$

Sammanfattning

Beräkning av ett Laspeyre's volymindex kan göras på tre olika sätt vilket ger samma aggregeringsvikter, basåret.

Kedjeindex och fasta priser

Referensperioden är det år index är 100. Vi har endast gjort jämförelser mellan två tidpunkter/år. I detta fall är referensperioden är detsamma som basåret.

När vi har flera år måste en referensperiod väljas. Dessutom måste valet mellan om ett fastbasindex eller kedjeindex. Referensperioden i nationalräkenskaperna är år 2000.

Ett fastbasindex använder samma vikter för alla år.

$$QI(Fastbas)_{2000,2002} = \sum_i w_{i,2000} LQ_{i,2000,2002} = 100 \frac{FP_{2002}(2000)}{LP_{2000}}.$$

Notera att viktbasperioden är densamma som referensperioden.

Fastbasindex har två nackdelar. Ju längre vi är från viktbasåret desto mindre representativ är viktbasåret. Vid byte av viktbasår revideras utvecklingstalen. En av de första länderna, i Europa, som införde kedjeindex i nationalräkenskaperna var Norge. Oljan innebär stora förändringar i viktstrukturen vilket innebär stora revideringar i utvecklingstal vid byte av viktbasår.

Ett kedjeindex innebär att utvecklingen mellan två år mäts genom att mäta förändringen mellan närliggande år. Det innebär att aggregering sker med en aktuell branschstruktur, viktbasperioden är föregående år.

$$QI_{2000,t} = 100 * \prod_{2001}^t LQ_{t-1,t} / 100 \text{ för } t > 2000.$$

Utvecklingen mellan 2000 och 2002 beräknas på följande sätt

$$QI_{2000,2002} = 100 * (LQ_{2000,2001} / 100) (LQ_{2001,2002} / 100) \text{ vilket ger att}$$

$$QI_{2000,2002} = 100 * (97.83 / 100) (105.80 / 100) = 103.51.$$

Tabell 3 Exempel, Tillverkningsindustri kedjeindex

Ar	LP _t	FP _{t(t-1)}	LQ _{t-1,t}	LQ _{2000,t}	FP _{t(2000)}
2000	427581	435990		100.00	427581
2001	412552	418313	97.83	97.83	418313
2002	419442	436484	105.80	103.51	442579
2003	423443	434832	103.67	107.31	458818
2004	455314	465156	109.85	117.88	504016
2005	474707	466932	102.55	120.88	516877

För att beräkna om index till fasta priser uttryckt i 2000 års priser används följande formel.

$$FP_t(2000) = (QI_{2000,t} / 100) * LP_{2000} \text{ vilket för år 2002 blir}$$

$$FP_t(2000) = (103.51 / 100) * 427581 = 442579.$$

Indexdrift

En nackdel med kedjeindex är indexdrift. Vi illustrerar detta med att beräkna prisindex enligt kedjeindex enligt Paasche för exemplet i tabell 4.

Tabell 4 Indexdrift för prisindex

Produkt	p ₀	q ₀	P ₁	q ₁	p ₂	Q ₂
1	1	200	1.25	300	1	600
2	1	200	0.5	400	1	400

Vi noterar att priset för produkterna är densamma år 0 och år 2. Men $PP_{0,1} = 82.1$ och $PP_{1,2} = 142.9$ vilket ger att $PP_{0,2}$ (Chain index) = 117.3. Med ett kedjeindex ökar priset med 17.3% när det egentligen är oförändrat.

Slutsats blir att uppdateringen av vikterna inte kan göras för ofta. Dessutom kan inte serier med säsongsmönster kedjas. I USA används månatlig kedjning för IPI. Då måste serierna säsongrensas, både löpande priser och prisindex, innan kedjningen.

Kedjningsmetoder

Det finns en ekonomisk teori för jämförelser mellan två tidpunkter⁴⁰. Om kedjeindex⁴¹ används är det klart hur fastprisberäkningen skall göras för årsserier. Problemet uppstår för serier med högre frekvens, kvartalsserier; serier med ett säsongmönster. Eftersom det finns en risk för indexdrift kan man inte kedja med kvartalsfrekvens. Ett sätt att undvika indexdrift är att säsongrensa löpande priser och prisindex. Detta ställer höga kvalitetskrav på både indata och säsongrensningen. Dessutom innebär det att inga orensade serier kan publiceras. Detta är inget att rekommendera för nationalräkenskaperna. Slutsats: Kedjningen görs med en årlig frekvens.

Detta innebär att teorin för index är svår att applicera när en indexserie skall ses som en tidserie. Vilka typer av jämförelser är viktigast?

- 1) Samma kvartal närliggande år
- 2) Kvartal och föregående år
- 3) Närliggande kvartal

Valet av jämförelse ger tre olika metoder

- 1) Over the year (oy)
- 2) Annual overlap (ao)
- 3) Quarterly overlap (qo)

Skillnad mellan metoderna

Skillnaden mellan metoderna är vägvalet vid kedjningen mellan två tidpunkter.

Indexberäkningarna i svenska kvartalsräkenskaperna använder *over the year*.

För att beräkna index för kvartal 2 år 2002 enligt oy, $LQ(oy)_{2000/(2002,2)}$ beräknas:

Utvecklingen mellan år 2000 och kvartal 2 år 2000 = $LQ_{2000/(2000,2)}$

Därefter utveckling för kvartal 2 mellan:

2000 och 2001 = $LQ_{(2000/2)(2001,2)}$ och

2001 och 2002 = $LQ_{(2001/2)(2002,2)}$ vilket ger

$LQ(oy)_{2000/(2002,2)} = LQ_{2000/(2000,2)} LQ_{(2000/2)(2001,2)} LQ_{(2001/2)(2002,2)}$

Over the year innebär att man har en tidserie för varje kvartal.

Indexberäkningar för IPI och utrikeshandeln använder *annual overlap* med referensperioden 2000.

För att beräkna index för kvartal 2 år 2002 enligt ao, $LQ(ao)_{2000/(2002,2)}$ beräknas:

Utvecklingen mellan år 2000 och år 2001 = $LQ_{2000/2001}$

Därefter utveckling för mellan år 2001 och kvartal 2 år 2002 = $LQ_{2001/(2002,2)}$

Vilket ger

$LQ(ao)_{2000/(2002,2)} = LQ_{2000/2001} LQ_{2001/(2002,2)}$

⁴⁰ Cost of living index i KPI, se [9].

⁴¹ Översatt problemet med jämförelser mellan två tidpunkter

Quarterly (monthly) overlap används i Producentprisindex⁴² med månad 12 som överlappande månad.

För att beräkna index för kvartal 2 år 2002 enligt qo med kvartal 4 som överlappande kvartal, $LQ(qo)_{2000/(2002,2)}$ beräknas:

Utvecklingen mellan

år 2000 och kvartal 4 år 2001 = $LQ_{2000/(2001,4)}$.

Därefter utvecklingen för

kvartal 4 mellan år 2000 och år 2001 = $LQ_{(2000,4),(2001,4)}$.

Slutligen utveckling mellan

kvartal 4 år 2001 och kvartal 2 år 2002 = $LQ_{(2001,4),(2002,2)}$.

Vilket ger

$LQ(ao)_{2000/(2002,2)} = LQ_{2000/(2000,4)} LQ_{(2000,4),(2001,4)} LQ_{(2001,4),(2002,2)}$.

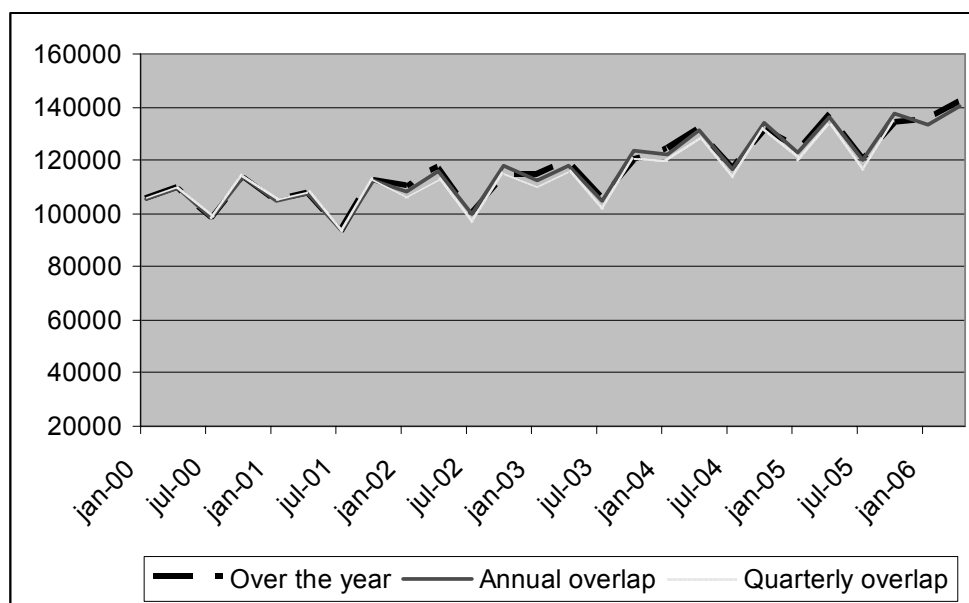
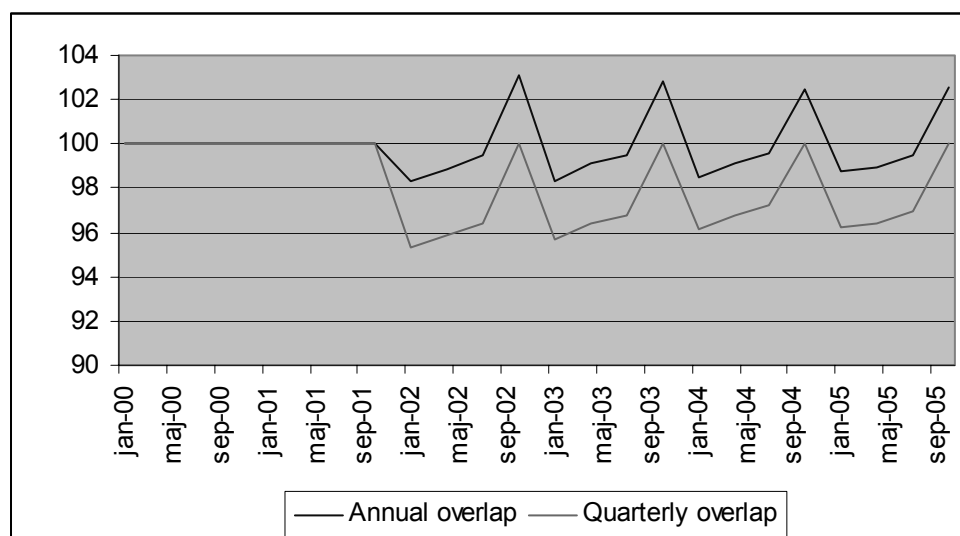
Skillnader för tillverkningsindustri

Tabell 5 Fasta priser 2000 års priser Tillverkningsindustri

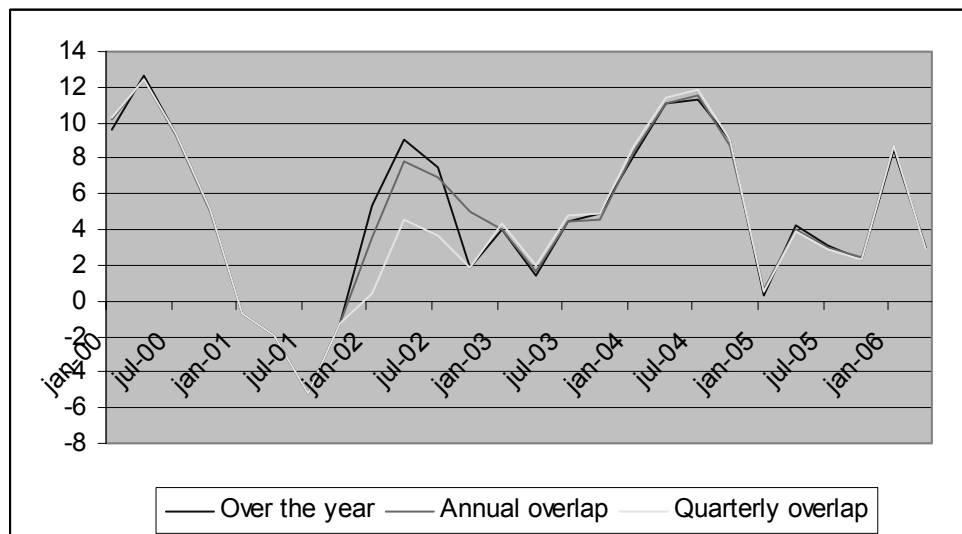
Datum	Over the year	Annual overlap	Quarterly overlap
2000-01-01	105397	105397	105397
2000-04-01	109753	109753	109753
2000-07-01	98644	98644	98644
2000-10-01	113787	113787	113787
2001-01-01	104662	104662	104662
2001-04-01	107672	107672	107672
2001-07-01	93574	93574	93574
2001-10-01	112405	112405	112405
2002-01-01	110235	108348	105070
2002-04-01	117433	116121	112608
2002-07-01	100614	100062	97034
2002-10-01	114476	118048	114476

Från tabell 5 ser vi att de tre metoderna ger samma resultat för 2000 och 2001. Detta gäller alltid Det är först från 2:a året (2002) de skiljer sig åt.

⁴² Även för KPI på en detaljerad nivå, se [9]. På en mer aggregerad används annual overlap, se [9].

Figur 1 Fasta priser 2000 års priser Tillverkningsindustri**Figur 2 Jämförelser (%) för ao och qo relativt over the year, Tillverkningsindustrin**

Från figur 2 ser vi att quarterly overlap ger en negativ bias. Dessutom ser vi ett säsongmönster i skillnaden. Från figur 3 ser vi att diskrepansen uppstår år 2002. För år 2002 skiljer sig årsförändringar åt för metoderna emedan de för de övriga åren är nästan identiska.

Figur 3 Utvecklingstal (samma kvartal föregående år) tillverkningsindustri

Avslutning

Valet av metod beror vilka jämförelser som är viktigast. I IMF-manualen, [6], talas om vikten att se indexserien som tidserie. Alla typer av jämförelser skall kunna göras på ett konsistent sätt. För att välja metod behövs några kriterier samt att på något sätt väga dessa. Handböckerna från Eurostat, [3] och [4], anger några sådana

- 1) Summan av kvartalen är lika med året
- 2) Årsprognoser baserat på kvartalsräkenskaperna skall överensstämma med årsresultatet
- 3) Estimat av fasta priser skall baseras på helåret
- 4) Förändring mellan kvartal 4 och kvartal 1 nästa år skall ha vikter från samma år
- 5) Publicera både orensade och rensade data

Kriterium 3 och 5 uppfyller alla metoderna. Endast Annual overlap uppfyller Kriterium 1. För Over the year gäller endast detta approximativt. För att uppfylla kriterium 1 skall en årsanpassning göras för Quarterly overlap och bör en årsanpassning göras för Over the year. När det gäller Kriterium 2 är Annual overlap bäst tätt följt av Over the year och därefter Quarterly overlap.

Kriterium 4 uppfylls endast av quarterly overlap. Men detta kriterium syftar på en speciell jämförelse. Detta motsäger resonemanget i IMF-manualen, [6], där vikten av att göra andra jämförelser, t.ex. år mot kvartal, medelvärde av två kvartal mot medelvärde av tre kvartal. Dessutom skulle följande kriterier läggas till:

- a) Förändring mellan ett kvartal och föregående år skall ha vikter från samma år
- b) Förändring mellan samma kvartal två närliggande år skall ha vikter från samma år

Annual overlap uppfyller A och Over the year uppfyller B.

Eurostat ser ut att luta åt quarterly overlap; huvudargumentet torde vara kriterium 4.

Vilka kriterier är viktiga?

En brist i dessa manualer och handböcker är att i många antas det att det inte finns ett säsongmönster. För att använda kriterium 4 måste en säsongrensning göras innan jämförelsen är meningsfull. Därför ingår frågan om kedjningsmetoder i ett större problem komplex; vilket inkluderar kedjningsmetoder, årsanpassning och säsongrensning.

Kan frågan om kedjningsmetoder behandlas separat?

Referenser

- [1] SNA93 (System of National Accounts).
- [2] ESA1995 (European System of National Accounts).
- [3] Handbook of on price and volume measures in the national accounts. Eurostat.
- [4] Handbook on the quarterly accounts. Draft version October 1998. Eurostat.
- [5] Hill, Peter (1996) Inflation accounting : a manual on national accounting under conditions of high inflation. Organisation for Economic Co-operation and Development., Statistics Directorate.
- [6] Quarterly National Accounts Manual; Concepts, Data Sources, and Compilation. IMF Washington DC 2001.
- [7] Inventories of Sources and Methods for Price and Volume Measures in National Accounts. SCB.
- [8] Konsumentprisindex: Betänkande från utredningen om översyn av konsumentprisindex SOU 1999:124
- [9] KPI-handboken. SCB.

Appendix A

Exempel

Låt

$p_{i,t}$ = Pris för produkt i vid tidpunkten t,

$q_{i,t}$ = Kvantitet för produkt i vid tidpunkten t och

$LP_{i,t}$ = Värdet för produkt i vid tidpunkten t = $p_{i,t} q_{i,t}$.

Tabell 6 Priser och kvantiteter vid två tidpunkter

Produkt	P_0	q_0	p_1	q_1	p_0q_0	p_1q_0	p_0q_1	p_1q_1
1	1	100	1.1	90	100	110	90	99
2	1	200	0.8	240	200	160	240	192
3	1	100	1.1	90	100	110	90	99
S:a					400	380	420	390

Laspeyres volymindex:

$$LQ_{0,1} = 100 * \frac{\sum_i p_{i,0} q_{i,1}}{\sum_i p_{i,0} q_{i,0}} = 100 * \frac{420}{400} = 105$$

Paasche's volymindex:

$$PQ_{0,1} = 100 * \frac{\sum_i p_{i,1} q_{i,1}}{\sum_i p_{i,1} q_{i,0}} = 100 * \frac{390}{380} = 102.6$$

Fisher's volymindex vilket är det geometriska medelvärdet av Laspeyres och Paasche:

$$FQ_{0,1} = \sqrt{LQ_{0,1} PQ_{0,1}} = \sqrt{105 * 102.6} = 103.8.$$

Bilaga 4 – Avstämning – Äldre metoder

I slutet av 1970-talet fram till 1985 bestämdes BNP:s nivå i mkr. från användningssidan, däremot ansågs de kvartalsvisa förändringarna av produktionssidan som bättre korttidsindikatorer. I de årsvisa beräkningarna fanns då stora restposter mellan produktions- och användningssida. Den årsvisa skillnaden mellan användning och produktion lades sålunda in med positivt eller negativt tecken, som en "restpost" i produktionsestimatet. Fördelningen av restposten på kvartalen gjordes sedan med hjälp av Bassimetoden (se Lewis Bassie, *Economic Forecasting*, New York, 1958). Metoden användes på den tiden flitigt i NR, den åstadkommer dels att årsvärdet bibehålls samtidigt som den ursprungliga seriens struktur i möjligaste mån också bibehålls. Slutligen skulle också metoden försöka bibehålla utvecklingen mellan två angränsande år. För att de härigenom framtagna kvartalsvisa BNP-nivåerna skulle gälla även för användningssidan lades en "korrektionspost" in. Men korrektionsposten var således noll på helåret.

Omkring 1985 ändrades avstämningen något. Nu bestämdes BNP:s nivå per halvår från användningssidan. Differensen lades in som restpost på produktionen. Restposten proportionerades sedan ut på de två ingående kvartalen genom att vikta med respektive kvartals ojusterade vikt inom halvåret. På användningssidan innebar detta att man i motsvarande mån fick en korrektionspost, men som endast existerade på kvartal samt med motsatt tecken då ju halvårskorrekturen var noll. När halvår ej fanns tillgängligt, vid udda kvartal, blev det annorlunda. Då avstämdes BNP-utvecklingen (oftast) som ett medeltal mellan utvecklingen enligt produktion resp. användning. Både restpost och korrektionspost blev då en konsekvens av den valda utvecklingen och dess resulterande nivå.

Tabell 1. Avstämning av kvartal ingående i ett halvår. Mkr

	<u>kv1</u>	<u>kv2</u>	<u>1 halvår</u>
BNP p	144192	147365	291557
Restpost	-362	-370	-732
BNP a	142604	148221	290825
Korrpost a	1226	-1226	0
BNP	143830	146995	290825

Nivån på BNP i tabell 1 ges av användningssidan (290825).

Detta innebär att korrposten på halvår blir 0 samt att restposten uppgår till -732.

Restposten blir kvartalsfördelad utifrån produktionssidans kvartalsmönster, -362 resp. -370.

Korrposten utgjorde i tabell 1 skillnaden mellan BNP och användning, således noll på halvår samt 1226 resp -1226 på kvartal.

Tabell 2. Avstämning av enstaka kvartal. Mkr. samt %

	<u>kv3</u> Nivå	Utv mot samma kv föreg år
BNP p	148912	1,2 pct
restpost	90	
BNP a	149534	1,8 pct
korrpost a	-532	
BNP	149002	1,5 pct

BNP:s utveckling enligt tabell 2 ett medeltal av produktionssidan och användningssidan, dvs. plus 1,5 pct jämfört med samma kvartal året före.

Differensen mellan BNP:s härmed framtagna nivå och produktionssida och användningssida utgörs av restpost (90) och korrpost (-532).

Bilaga 5 – Konjunkturinstitutets och Riksbankens synpunkter på kvartalsdata

Vi vill lyfta fram användarperspektivet, vilket vi i första hand kan ha synpunkter på. För oss är det viktigt att data är transparent, användarvänligt och att konsekvenser av förändringar framgår tydligt och i god tid.

Utifrån detta perspektiv har vi, i nuläget, nedanstående synpunkter. I avvägningar mellan vilka av dessa önskemål som ska tillgodoses först måste givetvis resursåtgången beaktas. Vår bedömning av vad som är rimligt färgas mycket av hur man gör i andra länder. Om man exempelvis inte publicerar lika många säsongrensade serier men dessa i gengäld är internt konsistenta bedömer vi det som praktiskt möjligt för SCB att göra det samma och dessutom förmodligen lämpligt.

Beräkningsrutiner

- 1) Försök fixa till kvartalsmönstret 1980-1992. Nu skiljer det sig rejält från mönstret 1993 och framåt. Det borde kunna göras ganska enkelt när nya metoder är fastställda (MinQ, MinD4, osv.)
- 2) Byt kedjeindexberäkning från "Over the year" till "Annual overlap". Detta givet att kvartal därmed summerar till helår och det i övrigt inte finns några stora beräkningstekniska problem med att byta.

Säsongrensning

- 3) Det vore väldigt bra om man kunde lösa problemen med indirekt kontra direkt säsongrensning så att säsongrensad försörjningsbalans går ihop med BNP. Rensa därför alla serier separat och justera sedan delarna så att summan av delarna blir lika med totalen. De säsongrensade försörjningsbalanskomponenterna bör exempelvis summera till den säsongrensade BNP:n, åtminstone under referensåret och året därpå.

Kalenderkorrigering

- 4) Sluta försöka beräkna olika kalendrar i olika branscher. Använd en enkel kalendervariabel baserad på 5-dagarsvecka vid all kalenderkorrigering. Men när detta ändå ändras är det lite bättre att använda en kalendervariabel som mäter antalet arbetsdagar enligt 5-dagarsvecka dividerat med det genomsnittliga antalet arbetsdagar i respektive kvartal.
- 5) Låt kalendern alltid inverka multiplikativt på den serie som ska kalenderkorrigeras. Nu råkar kalendern inverka multiplikativt på logaritmen av BNP vilket blir "kaka på kaka".

Publicering

- 6) För att punkt 3 ska få ett riktigt mervärde bör referensåret vara det senast publicerade helåret. Dessa siffror kommer att skilja sig från vad som rapporteras till EU och vi föreslår att ni endast publicerar serier med referensår lika med senast publicerade helår.
- 7) Om ni trots allt behåller nuvarande säsongrensningssmetod bör inte serier publiceras om de inte ger ett mervärde för användaren. Om inte en total kan förklaras av delar ska inte delar publiceras.
- 8) Om ni använder någon form av indirekt säsongrensningssmetod bör ni inte publicera några dubletter, det blir alldeles för svårt för användaren att veta vilken serie hon/han ska använda.
- 9) Minska ner antalet publicerade serier i kvartalsräkenskaperna. Säsongrensning är ett simpelt hjälpmedel för att tolka utvecklingen översiktligt. Det innebär att det inte är särskilt meningsfullt att publicera massor av serier med okänd (låg) kvalitet. Även för orensade värden är kvaliteten på data på ensiffers SNI-nivå antagligen för låg för att publiceras kvartalsvis.
- 10) Publicera färre serier, men samma branscher, för förädlingsvärde i fast och löpande pris, arbetade timmar, sysselsatta, arbetskraftskostnader (lägg till löneskatterna) samt om möjligt investeringar.
- 11) Se till att det finns sammanhängande serier per kvartal fr.o.m. 1980 till nu publicerade på samma ställe. (Gäller de serier som nu finns tillbakskrivna till 1980.) I praktiken är det förmodligen lämpligast att se till att värden 1980-1992 läggs in i SSDB, men som ett alternativ duger Excel-filer med data för hela perioden 1980 som då måste uppdateras fortlöpande.

För Konjunkturinstitutet

Christina Nyman
Johan Samuelsson

För Riksbanken

Jesper Hansson
Josef Svensson

Bilaga 6 – Länkar till viktiga referenser

SNA93

<http://unstats.un.org/unsd/sna1993/toctop.asp>

Eurostat ESA95

[http://eur-](http://eur-lex.europa.eu/LexUriServ/LexUriServ.do?uri=CELEX:31996R2223:SV:HTML)

[lex.europa.eu/LexUriServ/LexUriServ.do?uri=CELEX:31996R2223:SV:HT
ML](http://eur-lex.europa.eu/LexUriServ/LexUriServ.do?uri=CELEX:31996R2223:SV:HTML)

Eurostat : Handbook on price and volume measures in National accounts

[http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page?_pageid=1073,46587259&
_dad=portal&_schema=PORTAL&p_product_code=KS-41-01-543](http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page?_pageid=1073,46587259&_dad=portal&_schema=PORTAL&p_product_code=KS-41-01-543)

IMF Quarterly national accounts manual – concepts, data sources and compilation

<http://www.imf.org/external/pubs/ft/qna/2000/textbook/index.htm>

- 2004:13 Testing for Normality and ARCH. An Empirical Study of Swedish GDP Revisions 1980–1999
- 2004:14 Combining leading indicators and a flash estimate
- 2004:15 Comparing welfare of nations
- 2004:16 ES-avdelningens utvecklingsplan 2004
- 2004:17 Den svenska konsumentprisindexserien (KPI), 1955–2004. En empirisk studie av säsongsmönstret. En tillämpning av TRAMO/SEATS
- 2004:18 Skola, vård och omsorg i privat regi. En sammanställning av statistik
- 2005:1 An ignorance measure of macroeconomic variables
- 2005:2 Svenska hälsoräkenskaper. Ett system framtaget inom ramen för de svenska nationalräkenskaperna
- 2005:3 The sample project. An evaluation of pps sampling for the producer and import price index
- 2005:4 Finansiellt sparande i den svenska ekonomin. Utredning av skillnaderna i finansiellt sparande. Nationalräkenskaper, NR – Finansräkenskaper, FiR. Slutrapport
- 2005:5 Net lending in the Swedish economy. Analysis of differences in net lending National accounts, NA – Financial accounts, FA. Final report
- 2005:6 Varför får NR motstridiga uppgifter? Statistikens sammanvändbarhet studerad inom ramen för Nationalräkenskaperna
- 2005:7 Evaluation of the possibility of producing statistics on production in the construction industry on a monthly basis
- 2005:8 Increased Automation of the Validation and Correction Processes in the Swedish Intrastat Production
- 2005:9 The Growth Rate Method for Production of Rapid Estimates of the Swedish Foreign Trade – Development, Evaluation and Preparations for the Implementation
- 2005:10 Svenskt producentprisindex (PPI) 1975–2004. En analys av tidsseriens integrationsgrad och säsongsmönster
- 2005:11 Kvaliteten på Sveriges statistik över import och export – En normativ och kvantitativ studie
- 2005:12 Implementing Simplified Intrastat Reporting in Statistics Sweden - Evaluation and Preparations for a Future Implementation
- 2005:13 FoU-verksamhet i kommuner och landsting – en pilotstudie inför kommande undersökningar
- 2006:1 Den svenska regionala tillväxten av i dag – en undersökning med utgångspunkt i "Den Nya Ekonomin"
- 2006:2 En flashestimator för den privata konsumtionen i Sverige med hjälpvariablerna HIP och detaljhandeln – En tidsserieanalys med hjälp av statistikprogrammet TRAMO
- 2006:3 A Selective Editing Method considering both Suspicion and Potential Impact, developed and applied to the Swedish Foreign Trade Statistics
- 2006:4 Rapport från projektet PLÖS II. Förslag till förbättrad samordning av kortperiodisk statistik avseende produktion, löner och sysselsättning
- 2006:5 Skola, vård och omsorg i privat regi. En sammanställning av statistik 1995–2005
- 2007:1 Intrastat system – Presumption for One flow system
- 2007:2 Revisions of production data in the Swedish national accounts
- 2007:3 Improvement of the reliability in the estimated distribution keys in Intrastat
- 2007:4 Produktivitetsberäkningar för missbruksvården och vården av övriga vuxna
- 2007:5 De svenska nationalräkenskapernas (NR:s) statistiska system
- 2007:6 Registerbaserad ekonomisk statistik med ett FDB-NR register. Kalenderårsversion av FDB med konsistenta mikrodata för NR:s definitiva årsräkenskaper
- 2008:1 Increased automatic partial non-response in Intrastat
- 2008:2 Survey on statistical value 2007
- 2008:3 Volymberäkningar av offentlig individuell produktion – projektrapport
- 2008:4 Provundersökning avseende tjänsteföretagens förbrukning av insatsvaror (SNI 51, SNI 55)
- 2008:5 Tjänsteproduktionsindex

ISSN 1654-0719 (online)

ISSN 1650-9447 (print)

ISBN 978-91-618-1439-8 (print)

Statistikpublikationer kan beställas från SCB, Publikationstjänsten, 701 89 ÖREBRO, e-post: publ@scb.se, telefon: 019-17 68 00, fax: 019-17 64 44. De kan också köpas genom bokhandeln eller direkt hos SCB, Karlavägen 100 i Stockholm. Aktuell publicering redovisas på vår webbplats (www.scb.se). Ytterligare hjälp ges av Bibliotek och information, e-post: information@scb.se, telefon: 08-506 948 01, fax: 08-506 948 99.

Statistical publications can be ordered from Statistics Sweden, Publication Services, SE-701 89 ÖREBRO, Sweden (phone: +46 19 17 68 00, fax: +46 19 17 64 44, e-mail: publ@scb.se). If you do not find the data you need in the publications, please contact Statistics Sweden, Library and Information, Box 24300, SE-104 51 STOCKHOLM, Sweden (e-mail: information@scb.se, phone: +46 8 506 948 01, fax: +46 8 506 948 99).