

Masteroppgave innen masterprofilen Økonomisk Analyse ved Norges Handelshøyskole.
Skrevet av: Trond Uhre Halvorsen
Veileder: Jan Tore Klovland

Kvalitetsjustering i konsumprisindeksen

– kan vi stole på den norske klesprisindeksen?

Bergen, vår 2007.

«Dette selvstendige arbeidet er gjennomført som ledd i masterstudiet i økonomisk-administrative fag ved Norges Handelshøyskole og godkjent som sådan. Godkjenningen innebærer ikke at Høyskolen innestår for de metoder som er anvendt, de resultater som er fremkommet eller de konklusjoner som er trukket i arbeidet.»

Sammendrag

Denne masteroppgaven ser på metodebruken i kvalitetsjusteringen av den norske prisindeksen for klær.

Jeg begynner med å vise at prisutviklingen for klær i Norge skiller seg fra de fleste andre europeiske land. Deretter studerer jeg kvalitetsjustering i prisindeksene til Danmark, Sverige, Irland og Stor Britannia for å se om den skiller seg vesentlig fra den norske. Det viser seg at beregning av prisindekser foregår svært likt for disse landene, med unntak av Sverige.

Det eneste ankepunktet mot den norske prisindeksen er beregningsmåten for uobserverte priser. Jeg er i stand til å vise at Statistisk sentralbyrå benytter denne metoden i så liten grad at den ikke har innvirkning på prisindeksen.

Bidraget fra oppgaven er at den forkaster en av teoriene som holdes frem som forklaring på den særnorske prisutviklingen for klær og skotøy.

As we know, there are known knowns; there are things we know we know. We also know there are known unknowns; that is to say there are some things we do not know. But there are also unknown unknowns – the ones we don't know we don't know.

– Donald Henry Rumsfeld

Innholdsfortegnelse

Forord.....	5
Innledning.....	7
1 Kapittel 1 – Målefeil i konsumprisindeksen.....	9
1.1 Konsumprisindeksen	9
1.2 Hva er kvalitetsjustering?.....	10
1.2.1 Kvalitetsendring i levekostnadsindekser	10
1.3 Anslag på målefeil i konsumprisindeksen.....	12
1.4 Hvordan måle målefeilene	14
1.5 Betydningen av kvalitetsjustering	14
2 Kapittel 2 – Hva er det med klesprisene?	17
2.1 Prisutvikling ved lav inflasjon.....	17
2.2 Utviklingen i de europeiske klesprisene.....	18
2.2.1 Klespriser i detalj	19
2.2.2 Dekomponering av COICOP 03	20
2.3 Mulige forklaringer på prisfallet	21
2.3.1 Fallende etterspørsel eller økende tilbud?.....	21
2.3.2 Fallende kostnader.....	22
2.3.3 Arbitrasjehandel	23
2.3.4 Andre forklaringer.....	24
2.3.5 Sammendrag	25
3 Kapittel 3 – Kvalitetsjustering	26
3.1 Metoder for kvalitetsjustering	26
3.1.1 Nye modeller	26
3.1.2 Nye representantvarer	29
3.2 Klesprisindeksen fra Statistisk Sentralbyrå.....	29
3.2.1 Sammenligning av ulike prisindekser	31
3.3 Klesprisindeksen fra Statistiska Centralbyrå.....	34
3.3.1 Hedonisk modell for prisene på klesplagg	34
3.3.2 Effekten på klesprisindeksen.....	37
3.3.3 Skoprisindeksen	37
3.3.4 Justering for salgpris-effekt og aggregering på lavt nivå	37
3.3.5 Svakheter ved den svenske modellen.....	38
4 Kapittel 4 – Er prisveksten undervurdert?.....	39
4.1 Medfører kvalitetsjustering målefeil i prisindeksen?.....	39
4.1.1 Schultz (1995)	39
4.1.2 Armknecht og Weyback (1989)	40
4.1.3 Gordon (2005).....	42
4.1.4 Illustrasjon av kvalitetsjusteringseffekter.....	43
4.2 Hvor stor innflytelse kan man forvente fra målefeilene.....	45
4.2.1 Kvalitetsjustering	45
4.2.2 Mangel på kvalitetsjustering	47
5 Kapittel 5 – Avsluttende kommentarer.....	49
5.1 Oppsummering	49
5.2 Videre undersøkelser.....	49
Referanser:	51
Vedlegg	54

Forord

For et halvt år siden trodde jeg at jeg visste hva kvalitet er for noe. Dersom en vare prises høyere enn tilsvarende varer, og den i tillegg tar markedsandeler fra de tilsvarende varene, da ville jeg konkludert med at varen hadde en høyere kvalitet enn de tilsvarende varene.

I konsumprisindeksen (KPI) skiller man imidlertid mellom kvalitet som følger egenskapene til varen og kvalitet som skyldes ”ytre” forhold. Moteendringer skal for eksempel ikke telle som kvalitetsendringer, og man skal heller ikke bry seg om produktet er tilpasset årstiden. Samtidig er man opptatt av at det er konsumentenes oppfattelse av kvalitet som skal være avgjørende. Det er klart at en slik tilnærming til kvalitetsbegrepet må bli komplisert, for man kan ikke instruere konsumenter til å ignorere moter og årstiden når de er ute og handler.

Denne oppgaven er skrevet mens jeg har vært engasjert som student i Norges Bank. Ønsket fra Norges Bank om økt kunnskap rundt kvalitetsjustering i KPI generelt var en avgjørende faktor i mitt valg av masteroppgave. For å konkretisere diskusjonen har jeg plukket ut klesprisene i Norge som undertema. Mange av problemene med kvalitetsjustering i klesprisindeksen relaterer seg også til andre varegrupper. Oppgaven vil derfor til en viss grad kunne fungere som en innføring for de som ønsker å vite mer om kvalitetsjustering generelt.

En utførlig analyse av temaet krever store mengder informasjon. Det er liten hensikt i å vite hvor mye priser er korrigert for kvalitet, med mindre man også vet hvordan kvaliteten har utviklet seg. Metodebruken i oppgaven kan derfor fortone seg som enkel og rett frem, men jeg har lagt vekt på å angripe kildene til mistanke om målefeil, snarere enn å gå rett på kvalitetsproblemet. Det er i hovedsak tre slike kilder til mistanke. For det første har klesprisene i Norge falt påfallende mye de siste ti årene. For det andre gjøres det stadig endringer i konsumprisindeksen, og for det tredje har andre forskere funnet at veksten i amerikanske klespriser har vært undervurdert historisk. For å si det med Rumsfeld så har jeg forsøkt å gjøre ”known unknowns” om til ”known knowns”. I prosessen har jeg også oppdaget noen ”unknown unknowns” og disse er viet et avsnitt i siste kapittel.

Arbeidet med oppgaven har vært veldig forskjellig fra måten jeg er vant til å jobbe. I masterstudiet anvendes KPI ofte som verktøy eller indikator, og det har vært spennende å tenke kritisk gjennom en enhet som tas for gitt i så mange sammenhenger. I tillegg har jeg

måttet være mye mer utadvent enn jeg normalt er når jeg møter til forelesning eller leser en bok.

Listen over personer som fortjener en påskjønnelse for å ha bistått meg med oppgaven er derfor lang. Først i rekken må jeg sette veilederen min fra Norges Handelshøyskole, Jan Tore Klovland, og min ”mentor” i Norges Bank, Einar Nordbø. Klovland har vist meg mye tillit og har alltid vært tilgjengelig når jeg har hatt behov for å ta kontakt. Nordbø skal ha takk for mange nyttige innspill, og ikke minst for å ha hjulpet meg i gang med litteratur og kontakt med SSB. Ragnhild Nygaard og Katharina Henriksen fra Statistisk sentralbyrå, Jim O’Donoghue ved Office for National Statistics, Noreen Dorgan ved Central Statistics Office Ireland og Birger Larsen ved Danmarks Statistik fortjener alle en takk for å ha gitt meg alle de opplysninger jeg har bedt om. Jeg er svært glad for at de ikke valgte å ignorere meg, slik Statistiska centralbyrån gjorde. Til sist ønsker jeg å sende en stor generell takk til de ansatte ved Norges Bank Pengepolitikk. Det har vært et privilegium å bli kjent med dere.

Alle denne støtten har vært uunnværlig for å skrive denne masteroppgaven, men ingen av dem som er nevnt her har noe ansvar for det endelige produktet. De feil og mangler som nødvendigvis måtte gjenstå skyldes utelukkende meg selv.

Trond Halvorsen
Oslo, 16. juni 2007

Innledning

Tre tunge politiske prosesser har de siste 15 årene brakt kvalitetsjustering i konsumprisindeksen (KPI) under lupen til statistikere verden over. Først ut var økningen i de indeksregulerte amerikanske trygdeutgiftene, som ansporte den såkalte Boskin-kommisjonen. Den endelige rapporten konkluderte med at den amerikanske konsumprisindeksen overdrev prisveksten, og at feil kvalitetsjustering utgjorde over halvparten av målefeilen. Denne konklusjonen fikk stor oppmerksomhet også utenfor USA. Innføring av Euro som felles betalingsenhet for flere europeiske land var betinget av at man kunne stole på de ulike nasjonale prisindeksene. Derfor har Europakommisjonen nå etablert det man kaller en harmonisert konsumprisindeks (HICP). I kommisjons-forordringene for HICP er det nedfelt en rekke krav som samlet forsøker å minimere målefeilene i indeksen. Den tredje prosessen er den globale tendensen til at sentralbanker i økende grad knytter pengepolitikken til et inflasjonsmål.

Da Norges Bank adopterte et fleksibelt inflasjonsmål i 2001, var inflasjonen omtrent på målet. Men bare halvannet år senere falt prisveksten betydelig. Internasjonalt har tommelfingerregelen vært at KPI overdriver årlig prisvekst med om lag 1 prosentpoeng. Slike målefeil får store konsekvenser når inflasjonsnivået blir målt å ligge under 2 %. Blant varegruppene i KPI har særlig klesprisene vist seg vanskelige å stagge. I følge konsumprisindeksen var klesprisene i 2006 tilbake på samme nivå som i 1983. Samtidig som klesprisene falt kraftig i Norge, har prisene i resten av Norden holdt seg bortimot uendret.

Det er flere mulige kilder til målefeil i konsumprisindeksen. I litteraturen er det likevel konsensus for at kvalitetsjustering er det største problemet, se for eksempel Lebow og Rudd (2003). Akademias holdning til justeringsproblemet gjenspeiler seg i dem som jobber med konsumpriser til daglig. I undersøkelser forteller et stort flertall av sentralbanker og nasjonale statistiske byråer at bedre kvalitetsjustering er et hovedfokus i arbeidet deres (Schreyer, 2005 og Evangelista, 2001).

Problemstillingen som ligger til grunn for denne masteroppgaven er altså om kvalitetsjustering av klesprisene i den norske konsumprisindeksen medfører systematisk over- eller underestimering av prisutviklingen for klær.

Oppgaven begynner med en generell introduksjon til prisindekser og potensielle kilder til målefeil. I kapittel 2 ser jeg nærmere på klesprisindeksene for ulike land, og undersøker tradisjonelle forklaringer på hvorfor klesprisene faller i Norge. Det påfølgende kapittelet er dedikert til presentasjon og gjennomgang av kvalitetsjusteringsmetoder. Hovedanalysen er lagt til kapittel 4, før jeg oppsummerer resultatene til slutt.

1 Kapittel 1 – Målefeil i konsumprisindeksen

1.1 Konsumprisindeksen

En prisindeks er en tallserie som viser endringer i prisnivå over tid. Ofte holdes selve prisnivået utenfor ved å knytte indeksen til et tidfestet anker. Konsumprisindeksen (KPI) er en spesifikk prisindeks som er konstruert for å måle prisutviklingen på alle varer og tjenester som inngår i gjennomsnittsforbruket til landets husholdninger. Konsumprisindeksen for Norge blir utarbeidet av Statistisk Sentralbyrå (SSB) og offentliggjøres den 10. dagen i hver måned.

Sannsynlighetsteori tillater at bare en liten del av prisene i konsummarkedet innsamles for bruk i KPI. De om lag 900 varene og tjenestene som danner grunnlaget i beregningen, omtales som *representantvarer*. Disse velges ut i august hvert år, på bakgrunn av ulike undersøkelser som kartlegger hva, og hvor mye, husholdningene handler årlig. Videre trekkes et tilfeldig utvalg av utsalgssteder som får i oppdrag å rapportere prisene på representantvarene. Hver bedrift som deltar i undersøkelsen velger ut varer fra sitt assortiment som passer med SSBs beskrivelse av representantvarene. Den varen som bedriften velger ut skal være blant de mest solgte, og omtales i prisindekslitteraturen som *modell*. Denne prosedyren dekker de aller fleste prisene som benyttes i konsumprisindeksen.

Siden husholdningene ikke bruker en lik andel av inntekten sin på hver av representantvarene, er det nødvendig å vekte prisene sammen. Konseptuelt kan man tenke seg at en prisindeks består av volum- og priskomponenter, som illustrert i formelen under.

$$I_{t,b} = \frac{\sum_i p_{it} q_{ib}}{\sum_i p_{ib} q_{ib}}$$

Volumkomponenten q utgjør en vekt for varen i med pris p . Normalt vil vekten tilsvare forbruksandelen til varen, som registrert i Forbrukerundersøkelsen. Subskriptene indikerer basisperioden og sammenligningsperioden, med henholdsvis b og t . I praksis vil både volum og pris endres mellom periodene, men siden man kun ønsker å måle prisutviklingen, må man foreta et valg om hvilket volum man ønsker å legge til grunn. Prisindekser som benytter volum for basisperioden som sammenligningsgrunnlag, kalles *Laspeyres indekser*.

1.2 Hva er kvalitetsjustering?

Kvalitetsjustering er korrigerende av en prisobservasjon med bruk av et anslag på verdibetydningen av en kvalitetsendring. En eksakt definisjon av kvalitetsendring er avhengig av hvilket konsept man legger til grunn for konsumprisindeksen.

I Norge, og de fleste andre europeiske landene, er KPI konstruert for å måle prisutviklingen til en forhåndsdefinert "varekurv". Denne typen indekser kalles ofte COGI (cost-of-goods-index). For varekurvindeksene velger jeg å benytte den definisjonen på kvalitetsendringer som ligger til grunn for EU-kommisjonens harmoniserte konsumprisindeks. EU-kommisjonen skiller mellom fire ulike typer kvalitetsendringer (ESA 1995). Disse omfatter endringer i:

- a) Modellens fysiske karakteristika
- b) Leveringssted
- c) Leverings tid på dagen og i året
- d) Betingelser for kjøp, omstendigheter og miljøet hvor varen/tjenesten tilbys

Definisjonen bygger på at man skal vurdere alle sider ved transaksjonen, snarere enn bare modellen, når man registrerer prisdata til KPI. I oppgaven vil jeg referere til punktene b) - d) som "ytre" kvalitetsfaktorer. Videre er det verd å merke seg at alle kvalitetsendringer tolkes som endringer i volumkomponenten av indeksen. Dette innebærer at en kvalitetsforbedring krever en justering av observert pris i samme grad som økt salgsvolum.

Over tid forandres vareutvalgene i butikkene og noen ganger vil en modell gå ut av assortimentet, eller den vil ikke lengre være blant de mest solgte produktene. For å opprettholde indeksens representativitet skal modellen byttes ut med en ny vare. Dersom det er betydelige forskjeller mellom den gamle og nye modellen, registreres dette som en kvalitetsendring.

De ulike metodene som er tilgjengelige for kvalitetsjustering blir beskrevet i kapittel 3.

1.2.1 Kvalitetsendring i levekostnadsindekser

Et alternativt konsept for KPI er å betrakte indeksen som en levekostnadsindeks. Dette utgangspunktet blir gjerne referert til som COLI (cost-of-living-index). COLI er ment å måle den minste utgiften en husholdning må betale for å opprettholde et gitt nyttenivå. De

kvalitetsendringene som er nevnt ovenfor kan grupperes under betegnelsen ”innen-utvalg-
endringer”. For levekostindeksen kommer ”utenfor-utvalg-endringer” i tillegg. Disse omfatter
endringer i varekurvens representativitet for godene som omsettes, og ytre forhold som
påvirker nytten konsumentene får ut av godene.

Når man begynte å selge jordbær i januar skulle de altså behandles på en annen måte enn
tilsvarende bær kjøpt i juli, i henhold til ”innen-utvalg-endring”, punkt c). ”Utenfor-utvalg-
endring” relaterer seg eksempelvis til temperaturen på kjøpstidspunktet. Dersom noen kjøper
en iskrem på en spesielt varm dag, så skal prisindeksen nedjusteres for å vise at kunden får
mer nytte enn normalt for pengene denne dagen. For å omgå dette problemet har man begynt
å benytte termen *betinget* levekostnadsindeks, hvor omgivelsene forutsettes å være konstante.

I praksis er skillet mellom varekurv- og levekosttilnærmingen ikke like rent som det er
fremstilt. Også i Norge er man, for eksempel, opptatt av at varene i kurven skal representere
de godene som folk kjøper. Rammeverket gir likevel et utgangspunkt for å vurdere hvilke
metoder som er best egnet i konstruksjonen av prisindekset.

Statistiska Centralbyrån i Sverige begrunner deres bruk av COLI-konseptet med at
konsumprisindeksen er designet for kompensasjons-formål (SCB, 2001:8). Dette valget har
stjurt hvilke indeksformler de benytter, og det har medvirket til at Sverige har tatt i bruk nye
kvalitetsjusteringsmetoder raskere enn andre land. Den svenske KPI-håndboken definerer
kvalitetsendring som ”endring i material eller design. Endringer som skyldes moteendringer
skal ikke telle som endringer i kvalitet” (ibid, side 33). Den siste setningen indikerer at
Sveriges KPI er en betinget levekostnadsindeks.

En undersøkelse av nasjonale statistiske byråer i 2001 viste at minst 11 av EU(15) landene
ikke regnet COLI som teoretisk fundament for sine konsumprisindekser. Totalt, av 44 land,
var andelen 63,4 % (Evangelista, 2001). Blant dem som aktivt bruker COLI som rettesnor, er
Beaurau of Labor Statistics i USA.

Siden jeg hovedsakelig vil kommentere europeiske land i oppgaven, kommer jeg ikke videre
inn på betydningen av valget mellom COLI og COGI. Jeg vil også konsentrere meg om
målefeil som skyldes ”innen-utvalg-endring”, fordi disse er de mest sentrale for
varekurvindeksene.

1.3 Anslag på målefeil i konsumprisindeksen

Til tross for den sentrale rollen som KPI har i det norske samfunnet, er det ennå ikke foretatt noe systematisk anslag for målefeil i indeksen. Derimot kan internasjonale studier gi oss en pekepinn på hva som er de mest kritiske forholdene. I diskusjonen ser jeg bort fra varegrupper som har særskilte beregningsmetoder som det knytter seg spesielle problemer til, for eksempel selveierers bokostnad.

I forkant av Boskin-kommisjonen ble det forsket og skrevet mye om målefeil i den amerikanske konsumprisindeksen (CPI). Tabell 1.1 er hentet fra Moulton (1996). Den viser at flere anerkjente forskere kom til at CPI før 1996 ikke var en forventningsrett estimator for prisutviklingen. Man skal imidlertid ha i mente at Boskin, Gordon, Griliches og Jorgenson er fire av fem forfattere bak Boskin-rapporten, slik at konklusjonen derfra ikke er uavhengig av deres tidligere arbeider.

Tabell 1.1:
Estimater på årlige målefeil i den amerikanske konsumprisindeksen. Prosentpoeng.

Forfatter	Punkttestimat	Intervall estimat
Boskin-kommisjonen, foreløpig rapport (1995)	1,0	0,7 – 2,0
Michael Boskin (1995)	1,5	1,0 – 2,0
Congressional Budget Office (1995)	---	0,2 – 0,8
Michael R. Darby (1995)	1,5	0,5 – 2,5
W. Erwin Diewert (1995)	---	1,3 – 1,7
Robert J. Gordon (1995)	1,7	---
Alan Greenspan (1995)	---	0,5 – 1,5
Zvi Griliches (1995)	1,0	0,4 – 0,6
Dale Jorgenson (1995)	1,0	0,5 – 1,5
Jim Klumpner (1996)	---	0,3 – 0,5
Lebow, Roberts og Stockton (1994)	---	0,4 – 1,5
Ariel Pakes	0,8	---
Shapiro og Wilcox (1996)	1,1	0,7 – 1,6
Wynne og Sigalla (1994)	Mindre enn 1,0	---

Kilde: Moulton (1996).

Boskin-kommisjonen konkluderte i 1996 med at CPI overvurderte prisutviklingen i USA i størrelsesorden 1,1 prosentpoeng per år. Rapporten la særlig vekt på målefeil i forbindelse med substitusjons- og inntektseffekter, og kvalitetsjustering.

Substitusjonsproblemet kommer av at forbrukere legger om handlemønsteret som en reaksjon på endrede priser. Salgsvridning mot billigere modeller innen en representantvare, eller

butikker med lavere prisnivå, kalles substitusjon på mikronivå. Salgsvidring mellom representantvarer eller varegrupper, kalles substitusjon på makronivå. Problemet er at slike endringer ikke registreres i konsumprisindeksen før vektene oppdateres.

Kvalitetsjusteringsproblemet relaterer seg til over- eller underjustering for kvalitetsendringer. Kvalitetsendringer oppstår når nye varer inkluderes i eller faller fra konsumprisindeksen. Eksempler er mobiltelefoner som ble tatt inn i norsk KPI i 1997, og PC-er i 1998. Kvalitetsendring kan også inntreffe når enkelte modeller byttes ut. I prinsippet er dette to ulike kilder til målefeil, som har hver sine modellsett for å hjelpes med problemet.

Lebow og Rudd har foretatt en av de grundigste undersøkelsene av målefeil i CPI etter 1996. De konkluderer med at problemet med feil kvalitetsjustering for mange produktgrupper har blitt overdrevet av Boskin-kommisjonen. Men, de medgir at: "[Qualitychange] is easily the most controversial area of CPI measurement, both because this component of bias is often viewed as being large and because our knowledge is so incomplete that any such estimates must involve a large subjective component" (Lebow og Rudd, 2003). Og som tabell 1.2 viser, vurderer også disse økonomene at kvalitetsjustering er den største enkeltkilden til målefeil.

Tabell 1.2:
Bidrag til målefeil i CPI. Prosetpoeng per år.

Kategori	Lebow, Roberts og Stockton (1994)	Shapiro og Wilcox (1996)	Boskin-kommisjonen		Lebow og Rudd (2003)
			Rapporten (1996)	Oppdatering (1999)	
Substitusjon på makronivå	0,1 – 0,2	0,2 (0,0 – 0,4)	0,15	0,1	0,3 (0,15 – 0,55)
Substitusjon på mikronivå	0,3 – 0,4	0,25 (0,0 – 0,5)	0,25	0,05	0,05 (-0,15 – 0,25)
Nye utsalgssteder	0,0 – 0,1	0,1 (0,0-0,2)	0,1	0,1	0,05 (0,0 – 0,2)
Vekting	---	---	---	---	0,1 (-0,5 – 0,25)
Kvalitetsendring	0,0 – 0,3	0,25 (-0,05 – 0,5)	0,6	0,55	0,37 (0,08 – 0,82)
Nye produkter	0,0 – 0,5	0,2 (0,0 – 0,4)			
Total målefeil	0,4 – 1,5	1,0 (0,6 – 1,5)	1,1 (0,8 – 1,6)	0,8	0,87 (0,3 – 1,4)

Kilde: Lebow og Rudd (2003).

1.4 Hvordan måle målefeilene

Anslagene for målefeil avhenger naturligvis av hva man holder CPI opp mot. En mulighet er å studere de matematiske sammenhengene i metodebruken. Schultz (1995) dekomponerer en av de mest omtalte justeringsmetodene, og finner at den implisitte kvalitetsjusteringen for klær virker overdrevet. Diewert (1998) viser hvordan man kan justere den mye brukte Laspeyres indeksen dersom man alt har et anslag for kvalitetsutviklingen. Enda en mulighet er å undersøke varer man ikke forventer prisøkning i, og se på den tilhørende KPI-serien. Denne teknikken benyttes av Bils og Klenow (2000). De finner at CPI overdriver prisutviklingen for enkelte varige konsumgoder med 2.2 prosentpoeng årlig. Gordon (2005) sammenligner CPI-indeksen for klær med prisene i en postordrekatalog. Han baserer seg på at klær har noenlunde lik kvalitet i 1993 som i 1914, og tilskriver forskjellen mellom CPI og katalogindeksen til feilaktig kvalitetsjustering. Nordhaus (1998) benytter seg av husholdningenes inntrykk av endring i levestandard, og konkluderer med at Boskin-kommisjonens anslag er troverdig. Den siste metoden jeg kjenner til er fra Hamilton (2001) som støtter seg til "Engels lov", og bruker budsjettandelen til matvarer for å påstå at målefeilen i CPI var litt under ett prosentpoeng årlig mellom 1980 og 1991.

I denne oppgaven benytter jeg meg i stor grad av KPI-håndbøker og dokumenter som er publisert av nasjonale statistiske byråer for å identifisere forskjeller i metodebruken i landene Norge, Sverige, Danmark, Stor Britannia og Irland. I tillegg til de nasjonale håndbøkene, benytter jeg håndbøker fra International Labor Office, Eurostat og OECD for å belyse konsekvensene av metodebruken. Jeg må ta forbehold om at byråene i praksis kan benytte seg av andre, og mer avanserte metoder, enn det som er beskrevet i dokumentasjonen. I den grad at dokumentasjonen har vært uklar eller utilstrekkelig, har jeg kontaktet de statistiske byråene via e-post og telefon.

1.5 Betydningen av kvalitetsjustering

Internasjonalt jobbes det mye med forbedringer av konsumprismålene. En studie utført av Portugals Nasjonale Statistikk institutt fant at 10 av EU(15)-landene planla å introdusere nye kvalitetsjusteringsmetoder i KPI innen 2006 (Evangelista, 2001). Mye av motivasjonen for dette kommer som en følge av innføringen av euro og felles rentesetting. Selv om flere europeiske sentralbanker nå er underlagt den europeiske sentralbanken (ECB), er det opp til de statistiske byråene i hvert enkelt euroland å kalkulere prisdataene som benyttes i

rentesettingen. Ulike beregningsmetoder i forskjellige land gjør det unødvendig komplisert å forholde seg til anslagene for prisutviklingen.

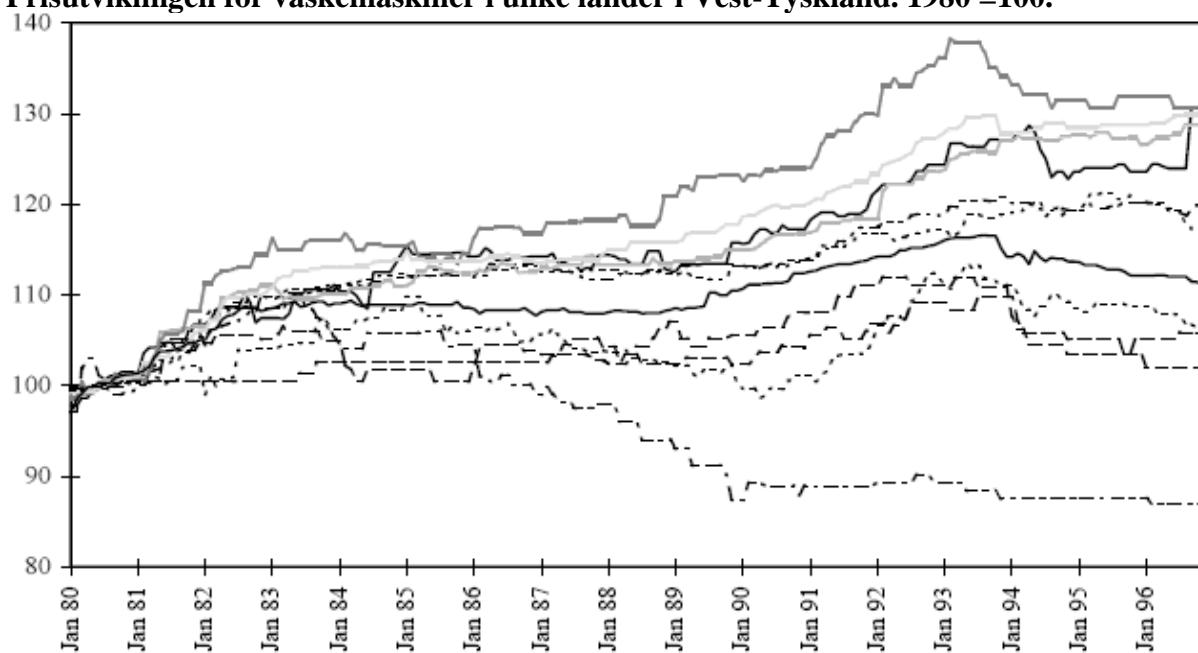
Problemet kan illustreres ved å se på prisene for vaskemaskiner slik de ble kalkulert i vesttyske *Länder* mellom 1980 og 1997. Figur 1.1 er hentet fra Triplett (2004) som gjengir den fra et discussion paper av Johannes Hoffmann (1998). Hoffmanns konklusjon, etter å ha studert mikrodataene og metodene som ble benyttet, var at indeksene ikke beskriver reelle forskjeller i prisnivå. I stedet fremhever han feil sammenkobling og inkonsekvent kvalitetsjustering som forklaring på utviklingen (Hoffmann, 2006).

Det er gjort en rekke undersøkelser for å sammenligne effekten av ulike kvalitetsjusteringsmetoder på KPI. De mest oppsiktsvekkende resultatene er kanskje tidlige undersøkelser av PC-priser. Wyckoff (1995) sammenlignet pris-indeksler for kontor-PCer blant OECD landene gjennom 80-tallet. Han fant at prisutviklingene spriket mellom pluss 80 % og minus 70 %. Den raskeste nedgangen ble målt med en amerikansk hedonisk metode. Et lignende resultat fremsto for 1991 til 1999 i en studie utført av den tyske sentralbanken (Bundesbank, 2001). IT-varer falt med 80 % i USA mot 20 % i Tyskland. I tråd med dette hadde OECD (2000) følgende å si om utviklingen i PC-priser på 90-tallet:

“The large discrepancies in producer price developments in the office, accounting and computing equipment sectors across countries are likely to reflect to a large extent different methodologies. Thus, the sharp measured drop in prices of such goods in the United States reflects the use of ‘hedonic’ methods. By contrast, the modest fall or even increases in producer prices of office, accounting and computing equipment in many European countries may be due to the predominant ‘conventional’ methods in deriving price indices.”

Sverige har som et av få land innført hedoniske metoder for kvalitetsjustering av klespriser. Norberg (1995) oppsummerer erfaringene etter ett års bruk med at den nye metoden justerer prisindeksen for klær opp med et prosentpoeng årlig, mens de tradisjonelle justeringsmetodene normalt trakk prisutviklingen ned. Kapittel 3 gir en detaljert gjennomgang av beregningsmetodene i den svenske klesprisindeksen, men først viser jeg hvordan internasjonale prisindekser har utviklet seg de siste 11 årene.

Figur 1.1:
Prisutviklingen for vaskemaskiner i ulike länder i Vest-Tyskland. 1980 =100.



Kilde: Triplett (2004) etter Hoffmann (1998).

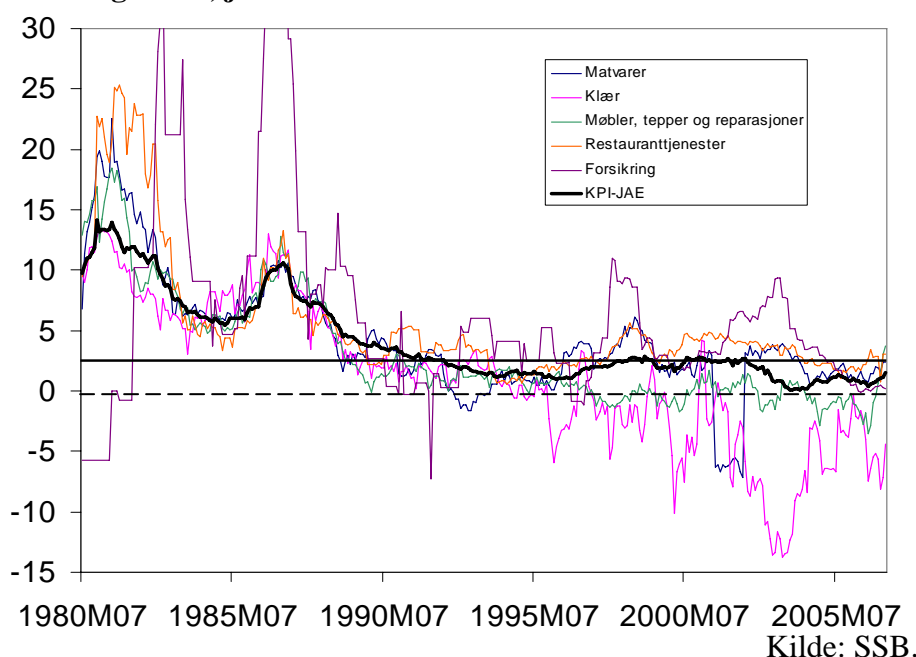
2 Kapittel 2 – Hva er det med klesprisene?

2.1 Prisutvikling ved lav inflasjon

Inflasjonen i Norge har vært lav siden utgangen av 1980-årene. I perioder med høy inflasjon vil de fleste priser stige, men i dagens situasjon opplever man at de ulike delindeksene i KPI utvikler seg i forskjellig retning. Figur 2.1 illustrerer hvordan enkelte utvalgte priser har beveget seg i Norge siden juli 1979. Den horisontale linjen angir inflasjonsmålet til Norges Bank fra mars 2001. Den tykke, sorte, grafen viser hvordan konsumprisene, justert for endringer i avgifter og energipriser (KPI-JAE), har utviklet seg.

Siden høsten 1992 har KPI-JAE hovedsakelig ligget i underkant av 2,5 %. Vedlegg A oppsummerer prisutviklingen for alle varegruppene i KPI, gjennom de siste ti årene. Fallet i klesprisene på 36 % blir bare overgått av prisfallet for audiovisuelt utstyr (48 %). Mens det åpenbart har skjedd en voldsom teknologisk utvikling for audiovisuelt utstyr, er det ikke like lett å få øye på store kvalitetsmessige endringer for klær. Utviklingen blir enda mer interessant når jeg i neste avsnitt viser at fall i klesprisene nesten utelukkende er et norsk fenomen.

Figur 2.1:
Årlig inflasjon i prosent for utvalgte varegrupper og KPI-JAE.
Månedlige data, juli 1980-mars 2007.



2.2 Utviklingen i de europeiske klesprisene

Det tette økonomiske samarbeidet blant landene i den Europeiske Union (EU) er avhengig av en konsekvent beregningsmåte for prisserier. For å nå dette målet har medlemslandene forpliktet seg til å utarbeide en harmonisert prisindeks (HICP). HICP-serier er tilgjengelige fra 1996, og derfor er denne perioden ekstra interessant for denne masteroppgaven. Prinsipper og minstekrav til utregning av HICP er slått fast i lover utarbeidet av EU-kommisjonen. Den harmoniserte prisindeksen er ment å hjelpe på problemet med ulike nasjonale beregningsmetoder, men for de fleste godene er HICP beregnet på nøyaktig samme måte, og med de samme dataene, som de nasjonale konsumprisindeksene.

En av fordelene med HICP er felles klassifiseringen av varer og tjenester i henhold til FN-systemet COICOP (Classification Of Individual Consumption by Purpose). EU-kommisjonens statistiske byrå, Eurostat, offentliggjør månedlige prisindekser for EU- og noen av EFTA-landene, samt delindekser for ulike varegrupper.

Delindeksene for klær og skotøy, COICOP 03, i EU-landene, samt Tyrkia, Norge og Island viser at det er stor variasjon blant landene. Det er likevel hensiktsmessig å dele dem i grupper basert på veksttakten, se tabell 2.1.

Tabell 2.1: Vekst i Europeiske klespriser (COICOP 03). 1996 = 100.

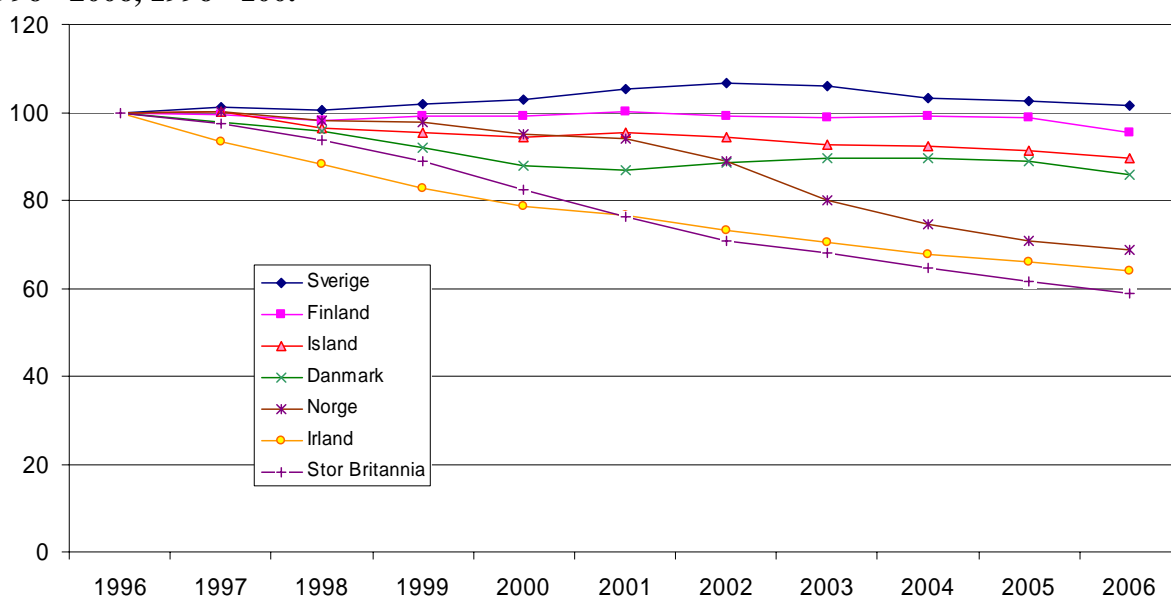
Betydelig prisvekst (årsindeks 2006 > 119)	Stabile priser (120 > årsindeks 2006 > 79)	Betydelig prisfall (årsindeks 2006 < 80)
Romania, Tyrkia, Ungarn, Estland, Slovenia, Slovakia, Latvia, Polen, Hellas, Spania og Italia.	Litauen, Belgia, Nederland, Luxemburg, Sverige, Danmark, Finland, Tsjekkia, Østerrike, Tyskland, Island, Frankrike, Malta, Kypros, Bulgaria og Portugal.	Norge, Stor Britannia og Irland.

Kilde: Eurostat.

Landene med høyest vekst i prisene er typisk middelhavsland eller relativt nye EU-land. Disse landene gjennomgår betydelige strukturelle endringer, og jeg forventer at det meste av prisøkningen på klær i disse landene skyldes høy generell inflasjon. Polen skiller seg ut med svært lave sesongsvingninger, og en prisvekst på nær 50 % fra januar 1996 frem til høsten 2001. Mellom nyttår 2002 og mars 2007 falt prisene igjen med om lag en fjerdedel. Hvor mye av denne utviklingen som skyldes målemetoder, og hvor mye som er reell prisutvikling, kan det være interessant å se på i en senere studie.

Sett med norske øyne er det imidlertid mer påfallende at det bare er Irland og Stor Britannia som har en utvikling i prisene som ligner vår. Det viser seg at også Danmark hadde en tendens til fallende priser, men denne trenden stoppet opp rundt januar 2001, se figur 2.2. Gitt det nære samkvemmet mellom landene, kunne man i utgangspunktet forventet at Norge skulle utvikle seg mer likt Sverige og Danmark. I den videre teksten vil jeg derfor konsentrere meg om prisene i disse tre nordiske landene, samt England og Irland.

Figur 2.2:
Årsindekser for klesprisene i de skandinaviske landene, Irland og Stor Britannia.
1996 - 2006, 1996 =100.



Kilde: Eurostat.

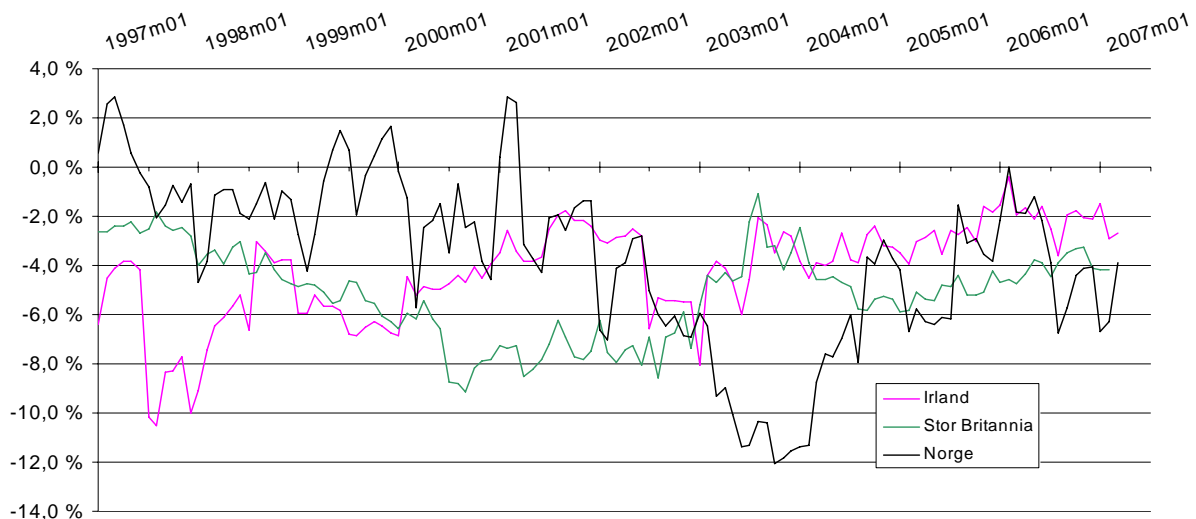
2.2.1 Klespriser i detalj

For å kunne vurdere forklaringer for fallet i de norske kles- og skoprisene er det nødvendig å studere utviklingen mer i detalj. I Danmark og Sverige har årlige prisendringer for klær og sko ligget mellom pluss og minus 4 %, med kun få unntak (se vedlegg B). Danmark har som nevnt hatt en overvekt av negative bevegelser frem til årsskiftet 2000-2001, men prisene har ellers ligget rolig der også.

Når vi studerer nedgangslandene finner vi at utviklingen har slått inn på forskjellig tidspunkt. Figur 2.3 viser at Irland opplevde kraftige prisfall helt siden januar 1996. Den største nedgangen var på 10,5 % mellom augustmånedene i '96 og '97. Norge var senest ut, men opplevde det mest intense prisfallet. Fra mai 2002 hadde vi ti måneder med over 10 % årlig

prisreduksjon. I august samme år ble beregningsmåten for klesprisene endret. Effekten av endringen kommenteres i avsnitt 3.2.

Figur 2.3:
Vekst i COICOP 03 for Norge, Irland og Stor Britannia.
Månedssdata (y/y), januar 1996 - mars 2007.



Kilde: Eurostat.

2.2.2 Dekomponering av COICOP 03

COICOP 03-gruppen består av flere sett med undergrupper. I første rekke skiller man mellom klespriser og sko. Klesprisene er igjen sammensatt av fire indekser for klesmaterialer, klesplagg, andre klesartikler og "rense-, reparasjons- og leiepriser". Indekser på lavere nivå blir normalt ikke offentliggjort. Vedlegg C gir en fullstendig oversikt over undergruppene i prisindeksen for klær og skotøy.

Når man sammenligner delindekser ser man at det er store likheter mellom landene, men det er store sprik i utviklingen av de ulike delindeksene. Den mest dramatiske prisendringen finner vi for "rense- reparasjons- og leieprisene". I Irland har disse prisene *steget* med 80 % siden januar 1996, og det har vært en tydelig økning i samtlige land. Ettersom vektene er relativt små for denne varegruppen, påvirkes ikke klesindeksen (C031) nevneverdig av dette. Prisindeksen C031 følger i stedet bevegelsene til klesplaggindeksen (C0312) svært tett. Det er også påfallende at Sverige er det eneste av landene hvor skoprisene er registrert med et større fall enn klesprisene.

Det er nærliggende å tro at leveringssektor spiller en sterk rolle for prisutviklingen. Rens og reparasjon av klær er nok mer avhengig av det innenlandske lønns- og prisnivået, mens

klesplagg og sko påvirkes av lønnsnivået i produksjonslandene, gjennom importprisene. Denne og andre forklaringer er tema for neste kapittel.

2.3 Mulige forklaringer på prisetilfallet

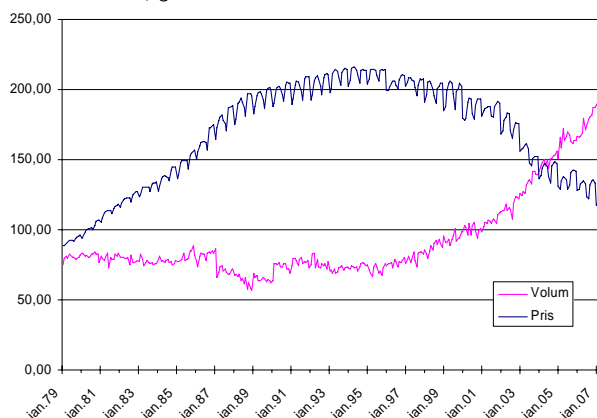
Økonomisk teori tilbyr mange mulige forklaringer for hvorfor klær blir billigere og billigere i Norge. Ved å se på noen av de potensielle årsakene, vil jeg ha et grunnlag for å bedømme den relative betydningen av kvalitetsjusteringsfeil. Jeg bør presisere at gjennomgangen i dette avsnittet på ingen måte er ment å være fullstendig eller uttømmende.

2.3.1 Fallende etterspørsel eller økende tilbud?

Sammenhengen mellom tilbud og etterspørsel er helt fundamental i økonomisk teori. For at et skift i etterspørselskurven skal medføre prisreduksjon, kreves det at omsatt kvantum også faller. Dette kommer av at produsentene tilbyr et lavere volum når prisene er lave.

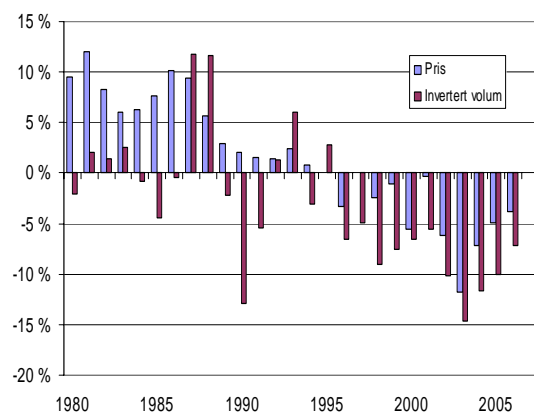
Volumindeksen for klær viser imidlertid en dobling i salgsvolumet etter år 2000. Selv om etterspørselen synes å være relativt uelastisk under prisoppgangen, er det en inverst sammenfallende endring i pris- og volumseriene etter 1995. I det enkle modellverket er det bare et positivt skift i tilbudet som kan gi de effektene som er illustrert i figurene 2.4 og 2.5.

Figur 2.4:
Pris- og sesongjustert volumindeks for klær.
Månedstall, januar 1979 – mars 2007.



Kilde: Norges Bank.

Figur 2.5:
Årlig endring i pris og invertert volum.
1980 – 2006.

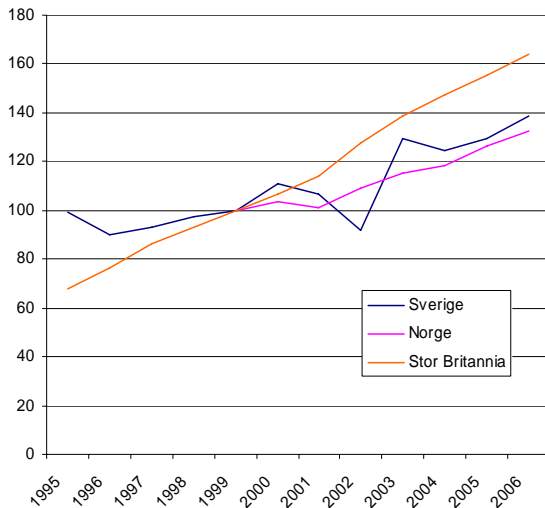


Kilde: Norges Bank.

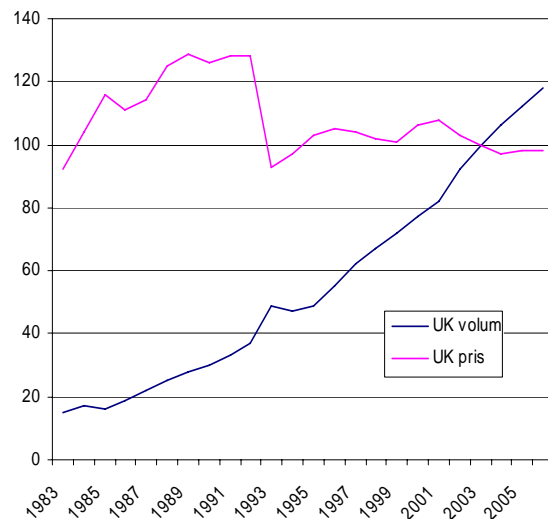
For Norges del gjenspeiles det økte tilbudet i importtallene. Det samme gjelder de andre landene, selv om det er store forskjeller i hvordan tallene rapporteres. Figur 2.6 a) viser utviklingen i antall tonn med importerte klær for Norge, Sverige og Stor Britannia. For Danmark og Irland rapporteres importen i verdi, noe som er problematisk når prisene endres

mye over tid. Dette fenomenet kan illustreres ved å se på tallene fra Stor Britannia, se figur 2.6 b). Det er verd å merke seg at Sverige har hatt en større økning enn Norge i importen, uten at dette tilsynelatende har slått ut i prisene.

Figur 2.6: a)
Importindeks for klær (SITC 84).
Sverige, Norge og Stor Britannia.
Årsdata, 1995 – 2006, 1999 = 100.



b)
Importindekser for klær (SITC 84).
Basert på pris og volum, Stor Britannia.
Årsdata, 1983 – 2006, 2003 = 100.



Kilder: SSB, ONS, SCB.

2.3.2 Fallende kostnader

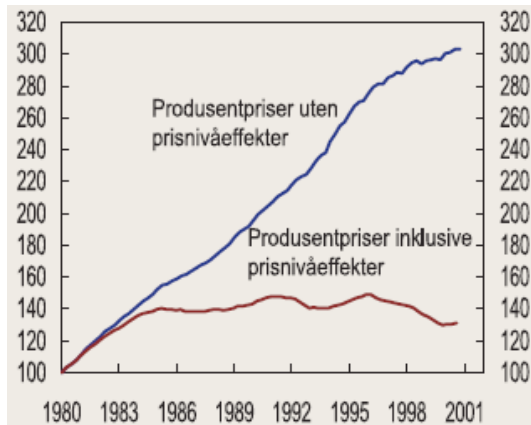
I et marked med fri konkurranse, perfekt informasjon og rasjonelle aktører, vil bedriftenes utsalgspris gjenspeile marginalkostnaden ved produksjon. I en slik verden er redusert pris betinget av lavere produksjonskostnader. Dersom vi utvider modellen til også å omfatte utenrikshandel, vil en reduksjon i tollsatser eller transportkostnader fungere som kostnadsreduksjon for importvarene.

I Penger og Kreditt 3/2002 viser Wilhelmsen og Høegh-Omdal at den største nedgangen i klesprisene, som målt i KPI, finner sted i periodene med størst reduksjon i tollsatsene. For Norges del minket de importveide tollsatsene fra 8 % til 3 % i perioden 1993 til 2002 (Wilhelmsen og Høegh-Omdal, 2002). Dette hadde nok en direkte betydning for prisnivået i Norge, men det største fallet i klesprisene har kommet vel et år senere.

Handelsliberalisering gir også en mer gradvis kostnadsreduksjon, etter hvert som mer av handelen dreies over mot land med lavere lønns- og prisnivå. Figur 2.7 illustrerer hvor stor effekten av handelsvridning er i praksis. Den blå kurven er en tradisjonell prisindeks, basert

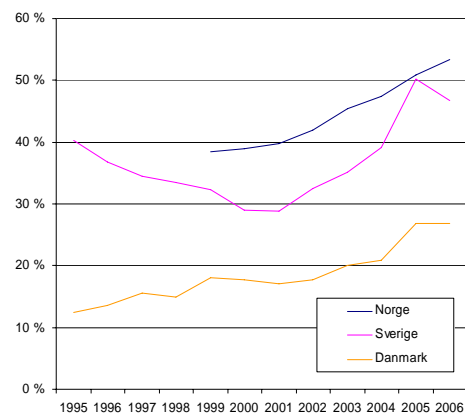
på inflasjonen i de 25 landene vi importerer mest klær fra. Den røde kurven beskriver derimot produsentprisene når man i tillegg tar med *nivåforskjellene* mellom produksjonslandene. Den røde kurven topper seg i 1996, og det er dette året klesprisene begynte å falle i norsk KPI (Se figur 2.5).

Figur 2.7:
Utenlandske produsentpriser på klær.
25 land. Indekser 1. kv. 1980 = 100.



Kilde: Wilhelmsen og Høegh-Omdal (2002).

Figur 2.8:
Kinas andel av klesimport.
Norge og Sverige (tonn), Danmark (DKK).



Kilder: SSB, SCB, DST.

Kinas inntreden i WTO i 2001 skapte nye muligheter for kostnadsreduksjoner. Men alt i 1999 sto landet bak omlag 40 % av klesimporten til Norge, målt i tonn. I dag er andelen over 50 %, som vist i figur 2.7. Grafen for Danmark er basert på importtall oppgitt i danske kroner, så andelen i volum er nok større siden klær fra Kina forventes å være relativt billige, jfr. figur 2.6 b). Det er interessant at Sverige har hatt en større økning i andelen etter år 2000, og dette fremmer igjen spørsmålet om hvorfor utsalgsprisene der ikke har reagert. Samtidig ser vi at det brå fallet i de norske prisene ikke kan forklares av kinesisk eksport alene. Jeg har ikke klart å finne importtall fra enkeltland for Irland eller Stor Britannia.

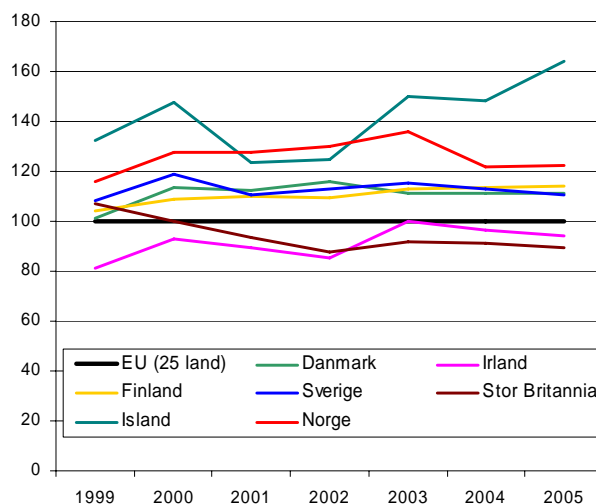
2.3.3 Arbitrasjehandel

En tredje forklaring på prisfallet befatter seg med at Norge jevnt over har et høyere prisnivå enn våre naboland. Blant Eurostats data for kjøpekraftspariteter (PPP), er det faktisk bare Island som har et høyere prisnivå for klær og sko. Med avviklingen av importkvoter for klær i 1998, og sterk reduksjon av tollsatsene frem til 2002,¹ kunne man forvente at de store forskjellene i prisnivå ble utlignet av arbitrasjehandel. Utviklingen i landenes klesprisnivå er

¹ Wilhelmsen og Høegh-Omdal (2002) gir en kortfattet og grei oversikt over norsk handelsliberalisering for klesprodukter.

tegnert inn i figur 2.9, sammen med Finlands og Islands. Indeksene relaterer seg til gjennomsnittsprisene for de 25 EU-landene.

Figur 2.9:
Relative klespriser (inkl. skotøy) i
skandinaviske land, Irland og Stor Britannia.
1999 – 2005, EU25 = 100.



Kilde: Eurostat.

For Norges del er det påfallende at det kun er ett år, siden 1999, hvor vi skal ha nærmet oss EU-prisene. Sett i lys av de europeiske prisindeksene (tabell 2.1) er dette noe merkelig.

PPP-dataene er samlet inn og beregnet spesielt med tanke på sammenligning på tvers av landegrensler. Men av praktiske grunner måles prisene kun hvert tredje år, og i de mellomliggende årene ekstrapoleres prisnivået ut fra landenes prisindekser. Dermed er det mulig at også PPP-indeksfallet fra 2003 til 2004 er et resultat av feilaktig KPI-beregning. Hvis dette er tilfellet, har vi altså ikke hatt noen prisutjevning mot resten av Europa.

En annen innvending til denne forklaringen er at både Irland og Stor Britannia har klespriser under EU-snittet. Å forklare deres prisfall med arbitrasjeteori lar seg ikke gjøre.

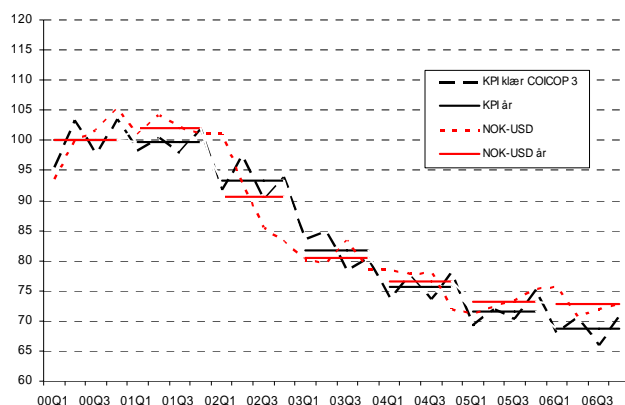
2.3.4 Andre forklaringer

Andre momenter som er trukket frem som forklaring på prisetallet er økt innenlandsk konkurranse og sterkere valuta mot dollar. SSB nevner alt i 2001 at "[nedgangen i klesprisene] kan sees i sammenheng med den stadig økende konkurransen innen bransjen."

(SSB, 2001:8). Dette virker imidlertid ikke å være en god forklaring på det fortsatte prisfallet, ettersom konkurransenivået ikke synes å ha endret seg betraktelig de siste årene.²

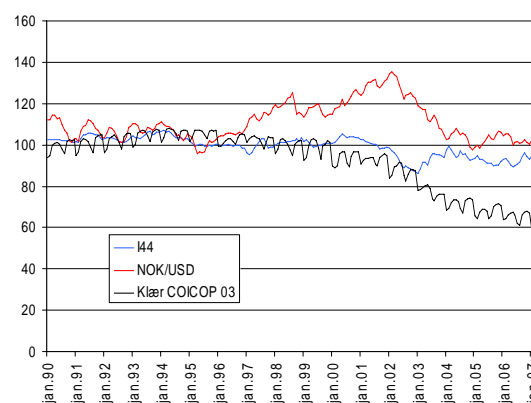
Lasse Sandberg (2007) fra Statistisk Sentralbyrå peker spesielt på handelsvridningen som har pågått, men trekker også frem kronekursen som en viktig forklaringsfaktor. Figur 2.10 viser utviklingen i prisene for klær og sko, sammen med prisen på amerikanske dollar. De horisontale linjene viser gjennomsnittlig prisnivå for årene. Dollarens forventede betydning kan forklares med at Kina har bundet sin valuta til dollaren av politiske hensyn. Den tilsynelatende sammenhengen i figur 2.10 er imidlertid ikke tilstede når vi strekker vinduet bakover i tid. Eksempelvis svekket kronen seg mot dollar samtidig som klesprisene begynte å falle på slutten av '90-tallet. Det later heller ikke til at importvektet kronekurs mot Norges 44 viktigste handelsland (I44) kan forklare klesprisene særlig bra. Se figur 2.11.

Figur 2.10:
Klær i KPI og NOK/USD.
1. kvartal 2000 – 4. kvartal 2006, 2000 = 100.
(Lavere indeks indikerer sterkere kronekurs.)



Kilde: Sandberg (2007).

Figur 2.11:
Klær i KPI, NOK/USD og I44.
Jan. 1990 – mar. 2007, I44 og NOK/USD:
1995 = 100; Klær: 1998 = 100.



Kilde: Norges Bank.

2.3.5 Sammendrag

Forklaringene ovenfor henger tett sammen med hverandre. Samlet gir de en troverdig forklaring på det norske prisfallet for klær. Likevel gjenstår det å forklare hvorfor de samme kreftene ikke har fått gjennomslag i Sverige, Danmark og de fleste EU-landene. Kapittel 3 presenterer først ulike metoder som de statistiske byråene kan benytte i beregningen av prisindeksene. Deretter fremheves forskjellene i måter å korrigere klesprisene på, for å se om det er betydelige forskjeller mellom Sverige og Danmark på den ene siden, og Norge, Irland og Stor Britannia på den andre.

² Denne påstanden bygger på en samtale med Norges Banks regionale nettverk.

3 Kapittel 3 – Kvalitetsjustering

3.1 Metoder for kvalitetsjustering

I praksis er det tre måter å konstruere prisindekser. Den tradisjonelle metoden baserer seg på å sammenligne prisene for de samme varene fra periode til periode. På engelsk kalles denne typen indeks for ”matched model index” (MM indeks). En alternativ metode er å trekke nye utvalg av varer i hver periode. Dette er kjent som ”resampling”. I en slik indeks er ikke kvalitetsjustering nødvendig fordi den sammenligner gjennomsnittspriser til de modellene som til en hver tid finnes i markedet, slik de er. En tredje mulighet er å bruke en hedonisk funksjon. Hedoniske funksjoner relaterer verdien av en vare til de egenskapene som varen besitter.

Resampling er så vidt jeg kjenner til ennå ikke i bruk noe sted, men Eurostat (2001) viser til tester som tyder på at metoden gir resultater som minner om hedoniske indekser. Teorien bak hedoniske indekser har eksistert i flere tiår³, men det er først utover på 1990-tallet at de er blitt tatt i bruk i noe utstrakt grad. Sverige er det eneste av landene jeg ser på som bruker en hedonisk metode i beregningen av klesprisindeksen. Etersom jeg kommenterer den svenske metodebruken utfyllende i avsnitt 3.3, begrenser jeg meg her til å presentere kvalitetsjusteringsmetoder for MM indekser.

3.1.1 Nye modeller

Når en varemodell ikke er tilgjengelig for prisobservasjon, må prisinnsamler vurdere om modellen forventes å være tilbake neste periode. Dersom varen er midlertidig utsolgt, merkes dette av på registreringskjemaet, og byrået holder observasjonen utenfor indeksen i den ene perioden. Dette tilsvarer å beregne lik prisvekst for den manglende modellen som for de andre modellene av samme representantvare.

Dersom modellen mangler fordi den er definert som sesongvare, registreres dette og prisen blir behandlet i henhold til byråets valg av sesongjusteringsmetode.

Hvis det derimot er andre påfølgende gang at modellen er midlertidig utsolgt, eller den forventes å være permanent borte fra assortimentet, erstattes modellen av en annen. Dette er

³ Triplett (2004) tilskriver den første artikkelen om hedoniske prisindekser til Andrew Court i 1939.

også prosedyre når en modell minker i popularitet og ikke lengre er blant butikkens mest solgte. Den nye modellen må passe innenfor definisjonen av representantvaren. Er den tilstrekkelig lik den gamle modellen, videreføres prisindeksen uten at det foretas noen prisjustering. Denne varen overtar nå rollen som registreringsobjekt selv om den gamle modellen blir tilgjengelig igjen. I litteraturen er denne teknikken kjent som *direkte sammenligning*.

I andre tilfeller vil den nye modellen avvike betydelig fra den gamle. I avsnittene under tenker jeg meg at modell A observeres i periode $t-1$ og t , før den erstattes av modell B i periode $t+1$. Prisene til modellene betegnes som henholdsvis P^A og P^B . Representantvareindeksen (unntatt modellene som behøver beregnet pris) mellom periode t og $t+1$ betegner jeg med $I_{t+1/t}$. Avhengig av hvilken informasjon som er tilgjengelig, kan det statistiske byrået velge mellom følgende metoder:

Overlapping: Dersom man har prisobservasjoner for modell A og B fra samme periode, kan man benytte forholdet mellom prisene som et anslag på kvalitetsforskjellen mellom modellene. Hvis for eksempel B koster det dobbelte av A, regner man med at den er av dobbel kvalitet. P^B må derfor halveres for å finne en kvalitetsjustert pris som er direkte sammenlignbar med P^A . Metoden forutsetter at modellene er i samme fase av livssyklusen, men i praksis kan prisinnsamlere tendere til å holde på modellene for lenge, eller introdusere for nye varer, fordi de ønsker å foreta kvalitetsjusteringer så sjeldent som mulig. Siden mange klesprodukter gjennomgår omfattende prisreduksjoner, vil feil bruk av overlapping tendere mot at prisutviklingen måles lavere enn den faktisk er. Overlapping er sjeldent brukt i praksis fordi man ofte ikke er forberedt på at modellbytte blir nødvendig og derfor ikke besitter begge de nødvendige prisene.

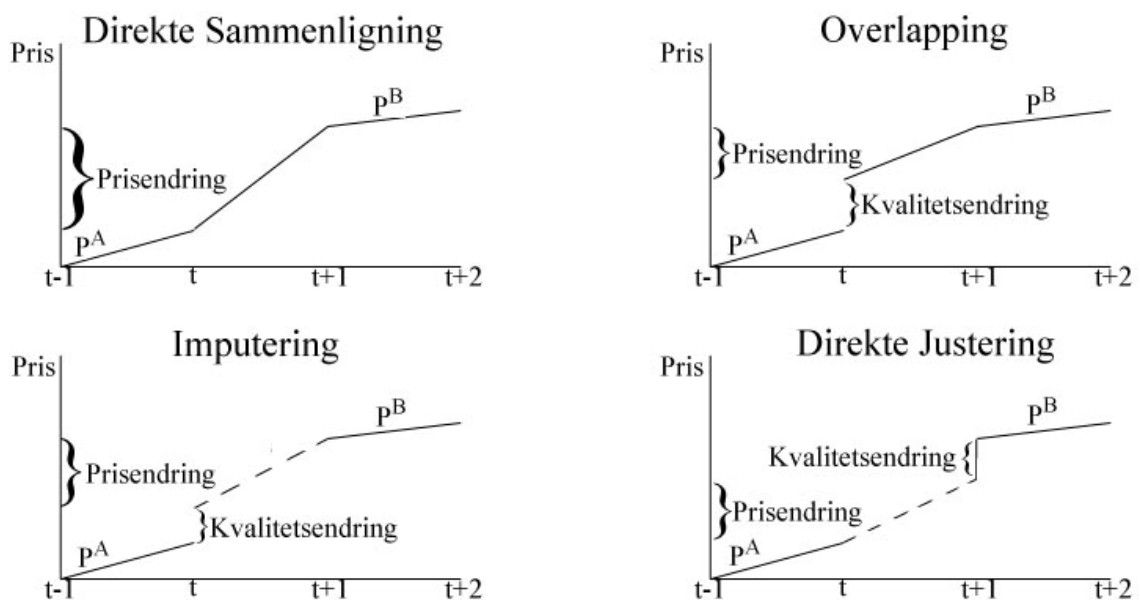
Imputering: Uten prisobservasjoner for begge modellene i samme periode, må minst en av prisene beregnes. Den enkleste imputeringsmetoden er å sette den siste observerte prisen til A lik P^B . Dette er imidlertid ikke tillatt av EU-kommisjonen, fordi det tilsvarer å sette $P_{t+1/t}$ lik null – noe som systematisk undertrykker endringer i prisindeksen (Eurostat, 2001:20).

I praksis er det derimot veldig vanlig å beregne en overlappende P^B for periode t ved bruk av $I_{t+1/t}$ for samme geografiske område. I USA kalles dette *cell-relative imputation*. Ulempen med å benytte denne metoden på klær er at en stor del av prisendringene innføres samtidig

med modellbytter. Dersom man har nok observasjoner med direkte sammenligning, kan man med fordel benytte prisutviklingen i de tilfellene hvor man har foretatt modellbytte som grunnlag for imputeringen. Dette er en relativt ny metode og kalles ofte for *class-mean imputation*.

Figur 3.1 illustrerer de ulike metodene. Heltrukne linjer viser observert prisendring, mens stiplede linjer illustrerer beregnede endringer. Merk at kvalitetsendringene i to av tilfellene er residualer. Metodene kalles derfor *implisitt* eller *indirekte kvalitetsjustering*.

Figur 3.1:
Kvalitetsjusteringsmetoder.



Kvantumjustering: Kvantumjustering er ikke i bruk for klesprodukter fordi ulike størrelser, innen kategoriene spedbarn, barn og voksen, vurderes å være direkte sammenlignbare. I de tilfellene hvor man finner prisen på et produkt ved å dele en pakkepris på antallet i pakken (for eksempel strømper i topakning), vil en endring av pakkestørrelsen bli behandlet som et modellbytte. Man benytter da en av metodene som er beskrevet ovenfor.

Direkte justering: Prisinnssamlere kan bli bedt om å komme med eksplisitte, subjektive anslag på verdien av en kvalitetsendring. Denne verdien vil bli trukket fra utsalgsprisen til modell B for å finne "sann" prisøkning mellom periode t og $t+1$. Metoden brukes blant annet for skopriser i Sverige. Direkte justering med bruk av produksjonskostnader benyttes ikke i prisindekser for klær eller skotøy.

3.1.2 Nye representantvarer

Ved årlig inn- og utfasing av representantvarer vil kvaliteten i prisutvalget tilnærmes kvalitetsnivået i markedet. For at prisindeksen skal være representativ for forbruket, vil det ta en tid fra nye varer introduseres i markedet til de inkluderes i indeksen. I denne perioden kan imidlertid varene være utsatt for et betydelig prisfall, ettersom helt nye varer gjerne er utsatt for en viss monopolprising og økte markedsføringskostnader.

Selv om nye varer ble registrert fra første måned, og inkludert i indeksen straks man hadde to observasjoner, gjenstår registrering av den øyeblikkelige velferdsøkningen som følger produktlanseringer. Et botemiddel som ofte trekkes frem er beregning av en virtuell pris for perioden før markedsintroduksjonen. Denne prisen bør settes slik at etterspørselen ville vært null, selv om produktet hadde eksistert. ILO oppsummerer en diskusjon rundt dette temaet med å stadfeste følgende: "The expertise required for such estimates is considerable, and even when applied, is not beyond dispute. [...] The inclusion of such effects on a routine basis is not something being actively considered, even by statistical offices with well-developed systems (ILO et al., 2004)."

3.2 Klesprisindeksen fra Statistisk Sentralbyrå

Beregningsmetodikk for konsumprisindeksen fra Statistisk Sentralbyrå (SSB) beskrives detaljert i SSB (2001). Tallene som offentliggjøres for klesprisindeksen i KPI er de samme som brukes i HICP for Norge.

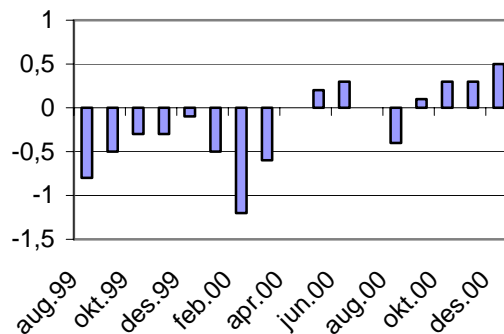
Dataene som benyttes innhentes ved at utvalgte bedrifter fyller ut et skjema for detaljpriser, og sender dette til SSB i posten. 1/6 av bedriftene roteres hvert år, og dette gir god stabilitet for "ytre" kvalitetsfaktorer som service og lokalisering.

I første runde beregnes geometriske gjennomsnittspriser på representantvarenivå for hvert av åtte områder. Disse snittprisene sammenlignes med referanseprisene, og veies så sammen med områdevekter for å danne *mikroindekser*. Videre aggregering til konsumgrupper og totalindeks skjer ved bruk av en modifisert Laspeyresformel.⁴ Her benyttes forbruksandeler for å gi mikroindeksene riktig vekt.

⁴ Begrepet "modifisert" henspiller på at vektene og prisene ikke refererer til samme måned.

Bruken av geometrisk snitt for mikroindeksene ble innført i 1999, i tråd med anbefalingene fra Boskin-kommisjonen og Eurostat. Denne overgangen hadde en viss systematisk effekt på indeksen for klær og skotøy, men effekten varierer over tid. Se figur 3.2.

Figur 3.2:
Avvik i prosentpoeng mellom geometrisk og aritmetisk gjennomsnitt for klær og skotøy. Månedsendring. September 1999 - desember 2000.



Kilde: Sandberg (2007).

Fra august 2003 ble det også foretatt en omlegging i klesprisindeksen for å hjelpe på problemet med sesongvariasjon. De plaggene som selges hele året beregnes som tidligere. Dette utgjør om lag 80 % av utvalget. De resterende produktene er fordelt på en "varekurv" for sommerplagg (mars - juli) og en for vinterplagg (august – februar). I sommermånedene justeres prisene på vinterklær slik at de følger utviklingen til resten av klesindeksen. Effekten av dette blir omtalt som en "svak 'positiv' systematisk effekt på totalindeksen." (Sandberg, 2007).

Når det gjelder kvalitetsjustering, så benyttes kun maskinell imputering. SSB benytter 4 ulike algoritmer, alt etter hva som er oppgitt grunn til at modellen mangler en prisobservasjon. Skillet går mellom partielt (enkeltobservasjoner) og totalt frafall (modellen byttes ut). Det beregnes enten endringsrater eller gjennomsnittspriser, for enkeltregioner eller hele landet, alt etter hvor mange observasjoner man har tilgjengelig. Metodebruken tilsvarer det jeg har kalt *cell-relative imputation* ovenfor.

Det er opp til utsalgsstedet å rapportere pris og eventuelle kvalitetsendringer. Vedlegg D er et eksempel på skjemaet som benyttes i rapporteringen. På forsiden av skjemaet er instruksjonene for hvordan forretningen skal forholde seg til manglende priser. Prisskjemaet

har områder for å registrere om varen er utgått av assortimentet, midlertidig utsolgt, på salg, ny vare, eller har annen kvalitet eller mengde. Når en modell byttes ut med en annen, krysses det av for ”utgått”. Den nye modellen føres opp med pris og anmerkningen ”ny vare”, samt eventuelt merke for endret kvalitet/mengde.

SSB har også gjort forsøk på å samle inn prisdata ved skanning av strekkoder. Skannerdata har potensial til å gjøre prisinnsamlingen mer omfattende, og kan være stor hjelp ved å gi detaljerte vekter og ved at nye varer raskere inkluderes i KPI. Dessverre har kodene som benyttes av butikkene vist seg å ikke være entydige nok til at man klarer å identifisere modellbytter med full sikkerhet.

3.2.1 Sammenligning av ulike prisindekser

Den norske metodebruken er svært sammenfallende med klesprisindeksene for Danmark, Irland og Stor Britannia. Alle disse landene benytter MM-indekser. Unntaket er Sverige som benytter en hedonisk indeks. Den svenske metodebruken blir beskrevet i detalj i avsnitt 3.3.

De statistiske byråene er pålagt fra EU-kommisjonen å ikke benytte beregnede priser i mer enn to måneder. Dette gjør at byråene raskt tar i bruk nye modeller dersom en gammel faller fra. Instruksjonen til prisinnsamlerne i Irland og Stor Britannia er å markere en savnet pris på prisskjemaet, og samtidig innhente prisen til en modell som kan fungere som erstatning. Erstatningsprisen tas først i bruk når man har to påfølgende observasjoner (CSO, 2002:10 og ONS, 2006).

Det området hvor Norge skiller seg ut mest er måten dataene samles inn på. I de andre landene, inkludert Sverige, benyttes personell som er ansatt ved de statistiske byråene til å samle inn priser. Danmarks Statistikk (DST) begrunner bruken av prisinnsamlere slik:

”Friske fødevarer og beklædning er præget af hyppige vareudskiftninger, kvalitetsændringer og sæsonvarer med store prisudsving. Derfor anvendes der prisindsamlere på disse områder (DST, 2004).”

Det kan godt tenkes at profesjonelle prisinnsamlere og butikkinnehavere har ulike oppfatninger av hva en kvalitetsendring er. Prisinnsamlerne har ofte veldig konkrete regler å forholde seg til. Et par eksempler fra Stor Britannia er at prisinnsamlere blir instruert til å

ignorere høydene på skohæler, og endringer i materialsammensetning innen gitte intervaller (ONS, 2005). På den annen side har butikkinnehavere mye mer kunnskap om modellene de selger. Noen ganger vil en vare bli gitt en ny innpakning for å virke mer attraktiv for kundene. Selgeren vil være godt informert om en slik endring, mens prisinnsamleren kan bli ledet til å tro at det også har vært en kvalitetsendring i selve produktet.

Tabell 3.1 oppsummerer nøkkeltall for noen viktige klesprisindekser som det er relevant å sammenligne med den norske. Det mest påfallende her er hvor mange representantvarer og observasjoner SSB benytter. I Norge samles det inn omlag dobbelt så mange priser på klær og sko, som i forhold til Danmark og Sverige. Vi er også det landet som benytter klart flest representantvarer (med unntak av Island). Dette tilsier at SSB er bedre rustet enn mange andre til å følge kvalitetsutviklingen i markedet.

Bedriftene i den danske klesprisundersøkelsen roteres hvert tredje år. Dette er dobbelt så raskt som i Norge, og skaper vanskeligheter ved at referansepriser på sesongvarer ikke er tilgjengelige for en tredjedel av varene (DST, 2004:70). I Stor Britannia er roteringsprosessen mer komplisert og foretas uavhengig i hvert distrikt. Siden verken SSB, DST eller Office for National Statistics (ONS) korrigerer for ”ytre” kvalitetsfaktorer, er det ikke grunn til å forvente at roteringshastighet vil medføre avvik mellom prisseriene.⁵

I det store og hele er det vanskelig å finne betydelige avvik mellom de fire ”matched model”-landene. Noe av grunnen kan være at metodebruken ofte kun er beskrevet på generelt grunnlag i den dokumentasjonen som er tilgjengelig. Når klespriser trekkes frem spesielt i landenes KPI-håndbøker er det for å beskrive sesongjusteringsteknikker. Hypotesen om at Danmark benytter seg av andre kvalitetsjusteringsteknikker enn Norge, Irland og Stor Britannia kan ikke bekreftes.

På den annen side er metodebruken i Sverige så totalt forskjellig fra den Norske at det er vanskelig å påvise konkrete kilder til avvikende tendenser. Det neste avsnittet oppsummerer den svenske metodebruken og kommenterer analyser gjort av Statistiska centralbyrån.

⁵ Metodebruken i Irland er mer uklar, men CSO (2002) tyder på at de generelt roterer utsalgssteder med metoder som tilsvarende bruken i Stor Britannia.

Tabell 3.1: Nøkkeltall for HICP for utvalgte land, og CPI for USA.⁶

	NORGE	STOR BRITANNIA	IRLAND	DANMARK	SVERIGE	FINLAND	ISLAND	TYSKLAND	USA
Antall innsamlede priser hver måned. (HICP totalt)	330 000	120 000	53 000	25000	42 000	52.000	21,323	350,000	26,400 utsalgssteder besøkes månedlig, og priser registreres for 85,000 ulike varer og tjenester.
Antall månedlige prisobservasjoner: (Klær og skotøy)	6 300	23163	5500	3470	3 000	5800	526	---	
Antall representantvarer på laveste klassifiseringsnivå: (Klær og skotøy)	121	83	84	61	39 (26 - I følge KPI håndboken s 38)	48	504	72	40 (side 79) 36 (side100)
Oppdatering av vekter.	“Vektene endres årlig.” (Benytter tre års glidende gjennomsnitt)	“Nye vekter kalkuleres hvert år ved å benytte de seneste data.”	---	“Vektene oppdateres hvert 4-5 år.”	“Vektene oppdateres hvert år.”	“Faste årlige vekter er anvendt på alle COICOP-kategorier.”	“Vektene oppdateres årlig.”	“Vektene blir oppdatert hvert 5. år.”	“Oppdatering av vektene gjøres i januar i partallsår, med data fra forbruksundersøkelser 2 og 3 år tidligere.”
Siste oppdatering av SDDS-dokumentet	Juni 2006	Mai 2006	Mai 2006	Mai 2006	Juli 2006	Desember 2005	Juni 2006	November 2005	

Kilder: Eurostat (2007), BLS (2007)

⁶ HICP er utelukkende en europeisk indeks.

3.3 Klesprisindeksen fra Statistiska Centralbyrån

3.3.1 Hedonisk modell for prisene på klesplagg

Som første og hittil eneste byrå i Norden, har Statistiska Centralbyrån (SCB) i Sverige valgt å benytte en hedonisk modell i beregningen av klesplaggprisene (C032). Modellen ble tatt i bruk i 1994, og dekker dermed hele perioden jeg ser på i oppgaven.

Den følgende beskrivelsen av metodebruken i SCB er basert på Norberg (1995). Metodebruken er også omtalt på mer generelt grunnlag i den gjeldende svenske konsumprishåndboken (SCB, 2001:37). Siden det ikke er avvik mellom de to tekstene, har jeg liten grunn til å tro at metoden har endret seg vesentlig i etterkant av artikkelen til Norberg.

Basert på "Family Expenditure Survey", har SCB definert 26 produktgrupper som til sammen dekker hele kleskategorien i KPI. Eksempler er: kvinnegenser, skjørt og herre vinterjakke. 23 av produktgruppe-prisene justeres med hedoniske metoder. For å bruke dataene effektivt, er "like" produktgrupper slått sammen, altså brukes samme modell for å beregne kvalitetsjustering for eksempelvis kjoler, skjørt og kvinnebukser. I alt benyttes syv ulike hedoniske modeller for å korrigere klesprisene.

Utsalgsstedene trekkes med sannsynlighet proporsjonal til omsetning fra en stratifisert populasjon. Stratifiseringen utelukker supermarkeder og andre butikker hvor klær utgjør en liten del av omsetningen. Om lag 70 butikker velges ut, og produktgruppene fordeles etter hvilke typer av butikker man har i utvalget. Prisinnsamlerne får så i oppdrag å plukke 4-5 varemodeller for hver produktgruppe fra 20-25 utsalgssteder. Varemodeller som forsvinner i løpet av året, erstattes snarest mulig av andre modeller med høye salgstall. I de tilfellene hvor hele utvalgssteder legges ned, fjernes prisene fra indeksen i de resterende månedene av året.

Hedoniske indekser benytter regresjonsanalyser for å finne (skygge-) priser for varenes ulike karakteristikk. En del av utfordringen med å bygge en hedonisk indeks er derfor å bestemme hvilke forklaringsvariable (karakteristikk) som skal være med i modellen.

Den avhengige variabelen i modellene er logaritmen til varemodellens normalpris. Normalprisen er løst definert som "ikke salgspris". Dermed er det nødvendig med minst en forklaringsvariabel for å indikere "salg" eller "utenfor sesong". Tester som SCB har utført på 1991-92 data, viser at bruken av normalpris eller observert pris som forklaringsvariabel ikke har betydning for prisindeksene (Norberg 1995).

De resterende forklaringsvariablene kategoriseres i tre grupper: utsalgssted, merke/opprinnelsesland og fysiske karakteristikk.

Silke og ullinnhold er signifikante variabler for de fleste produktgruppene. Selv om fiberinnholdet i tøy er målbar på en kontinuerlig skala fra 0 til 100 %, brukes kun dummyer for å angi disse karakteristikkene. En viktig grunn er at prisene ikke forventes å utvikle seg kontinuerlig med innskuddet av ulike stoffer. Litt innskudd av ull i en bomullsskjorte hever prisen mye, men rene ullplagg er ofte billigere enn klær med mye ull og syntetiske fibre. Andre eksempler på karakteristikkdummyer som inkluderes er "belte-" og "lomme-dummyer".

Merket på klesplagget har åpenbar innvirkning på prisnivået. 1600 ulike klesmerker inngår i konsumprisindeksen, og disse deles inn i "status"-grupper. For de variantene hvor merket er ukjent, brukes dummyer for opprinnelsesområde som erstatning for merkedummyene.

Siden utsalgsstedene har ulik lokalisering og henvender seg til ulike kundegrupper, forventes de å benytte ulik prosentvis mark-up i prisene. Utsalgsdummyer tillater også eksistensen av flere markedslikevekter for samme vare.

Koeffisientene til forklaringsvariablene beregnes bare i basisperioden som er desember i foregående år. Av de fire typene er det bare merke- og karakteristikk-koeffisientene som benyttes i prisjusteringen. Tids- og utsalgsdummyene er kun inkludert som kontrollvariable.

SCB tenker seg at hvert utsalgssted selger flere varianter av samme produktgruppe, hvor noen varianter er merket med høyere statusmerke enn andre. Gitt butikktypen (v) og merkekategori (x), har variantene (i) forskjellige materialer og detaljer (y) som bestemmer endelig pris. Tilpassning til sesong modelleres kvartalsmessig (z). Sammenhengen kan dermed modelleres multiplikativt:

$$P_i = a \prod_{k=1}^7 b_k^{y_{ik}} \prod_{k=1}^7 c_k^{x_{ik}} \prod_{k=1}^7 d_k^{y_{ik}} \prod_{k=1}^3 e_k^{z_{ik}}$$

Ved å ta logaritmene på begge sider, kan man kjøre en enkel lineær regresjon for å finne koeffisientverdiene. Disse benyttes så i følgende formel for å justere observert pris:

$$P_i^t = P_i^0 \prod_{k=1}^7 c_k^{(x_{ik}^0 - x_{ik}^t)} \prod_{k=1}^7 d_k^{(y_{ik}^0 - y_{ik}^t)}$$

Superskriptene 0 og t refererer henholdsvis til basis- og rapporteringsmåned.

Prisen i periode t multipliseres altså med koeffisientene til de variablene som er ulike for modellene. Følgende eksempel, hvor en kjole byttes med en annn, er hentet fra Norberg (1995) og illustrerer metoden i praksis:

Tabell 3.1:
Eksempel på bruk av hedoniske koeffisienter.

A	B	C	D	E	F	G
Hedonisk variabel	Hedonisk koeffisient	Egenskaper i pris ref. perioden	Verdier til variant i pris ref. perioden	Egenskaper i neste periode	Verdier til variant i neste periode	Verdi av kvalitetsforskjeller =D/F
Intet merke el. lavstatusmerke	0,68	Ja	0,68	Nei	1,00	0,6800
Høystatusmerke	1,06	Nei	1,00	Ja	1,06	0,9434
Ukjent status, Europa 1	1,07	Nei	1,00	Nei	1,00	1,000
Ukjent status, Europa 2, USA	0,86	Nei	1,00	Nei	1,00	1,000
Ukjent status, andre land	0,71	Nei	1,00	Nei	1,00	1,000
Foring	1,24	Nei	1,00	Ja	1,24	0,8065
Strikket	0,88	Ja	0,88	Nei	1,00	0,8800
30-100% ull/lin	1,19	Ja	1,19	Nei	1,00	1,1900
65-100% bomull	0,81	Nei	1,00	Ja	0,81	1,2346
To deler	1,42	Nei	1,00	Nei	1,00	1,0000
Ermeløs	0,88	Nei	1,00	Ja	0,88	1,1364
Total kvalitet			0,7121		0,9369	0,7601

Kilde: Norberg (1995).

Vi ser at forskjellen mellom modellene ligger i at den nye modellen har et klesmerke som er definert som høystatusmerke, mens den gamle modellen hadde lavstatusmerke. Den nye

modellen er ellers foret, ermeløs og av bomull, mens den gamle var strikket av ull. Hver av disse egenskapene har ”verdi” gitt ved koeffisientene i kolonne B. Total kvalitet er anslått høyere for erstatningsmodellen, og derfor nedjusteres den nye prisen ved at den multipliseres med 0,7601. Resterende prisforskjell blir regnet som inflasjon.

3.3.2 Effekten på klesprisindeksen

Tabell 3.2 lister opp effekten av hedonisk kvalitetsjustering på prisindeksen for klær. Tallene er hentet fra Norberg (1995) som også skriver at den tidligere metoden (subjektiv kvalitetsjustering) tenderte til å trekke prisindeksen ned. Generelt anslås den hedoniske metodebruken å korrigere indeksen opp med om lag ett prosentpoeng årlig.

Tabell 3.2:
Effekten av hedonisk metode versus subjektiv kvalitetsjustering, Sverige.

	Antall prosentpoengs økning av klesprisindeksen	95 % konfidensintervall	Merknad
September 1995	0,6	+/- 1,3	Inkludert i KPI
Desember 1994	1,2	+/- 1,4	Inkludert i KPI
Desember 1993	1,6	---	Metoden ikke i bruk i KPI
1992	2,0	---	Kun kvinneklær
1991	0,9	---	Kun kvinneklær

Kilde: Norberg (1995).

3.3.3 Skoprisindeksen

Kvalitetsjustering i skoprisindeksen gjøres subjektivt av prisinnsamler. Instruksjonen er å verdsette kvalitetsendringer fra ståstedet til konsumentene. Dette er standard prosedyre for priser i den svenske konsumprisindeksen, og gjelder også for de andre delindeksene i klesprisindeksen (SCB, 2001:32).

3.3.4 Justering for salgspris-effekt og aggregering på lavt nivå

Når prisinnsamlerne skal samle inn nye basispriser i desember, har de en tendens til å velge varer som ikke er på salg. Utover i året vil andelen salgsvare i utvalget nærme seg salgandelen i populasjonen, siden innsamlerne skal følge de samme varene fra måned til måned. Ujustert ville dette registreres som et prisfall som ikke er reelt.

Effekten blir motvirket ved å sammenligne salgandelene i desember i det gamle og det nye utvalget med en såkalt RA-formel. Dette forholdstallet multipliseres så med prisindeksen for

hver måned. I snitt medfører justeringen en økning av de rapporterte klesprisene på om lag 2 % for klesplagg, og litt mindre økning for sko (SCB, 2001:38).

Den aritmetiske RA-formelen benyttes også for å samle de enkelte produktgruppeprisene til en klesprisindeks. Norge, Danmark, Stor Britannia og Irland benytter i stedet en geometrisk indeksformel.

Verken samplingsfeil eller bruk av indeksformel er ment å dekkes i denne oppgaven. Likevel neves de her fordi de bygger opp om den spesielle metodebruken som svenskene har valgt å benytte seg av. Selv om det her ikke dreier seg om metoder for kvalitetsjustering, kan metodene likevel medvirke til at den svenske prisindeksen for klær ligger høyere enn den norske.

3.3.5 Svakheter ved den svenske modellen.

Som ved alle hedoniske modeller er det usikkerhet rundt strukturligningen og forklaringsvariablene. Metoden er også omfattende å administrere, for eksempel fordi man benytter skreddersydde skjemaer for hver prisinnsamler og produkt.

Det rapporteres kun om egenskaper som kan observeres av prisinnsamler på stedet. Det gjøres dermed ikke justeringer for endringer i materialkvalitet som ikke er merket. Endringer i slitestyrke, formfasthet og fargeekthet er eksempler på egenskaper som metoden ikke klarer å fange opp.

Den hedoniske metoden er generelt vanskelig å forstå. På direkte spørsmål om det danske statistikkbyrået har vurdert å gå over til en hedonisk modell, fikk jeg følgende svar: "Vi har ikke tenkt os at anvende hedoniske regressjoner for beklædning, bl.a. fordi vi mener, at de svenske resultater ser lidt mærkelige ud."⁷ Man kan ikke utelukke at den svenske metoden gir et mer "riktig" mål på prisutviklingen, men siden direkte sammenligning og imputering er mer intuitive metoder, så ligger troverdigheten hos dem.

⁷ E-post korrespondanse med Martin Larsen, DST.

4 Kapittel 4 – Er prisveksten undervurdert?

4.1 Medfører kvalitetsjustering målefeil i prisindeksen?

En rekke anerkjente økonomer har hevdet at klesprisveksten er undervurdert, i motsetning til hva de mener om den totale prisutviklingen. Jeg har derfor sett nærmere på tre innflytelsesrike artikler.

4.1.1 Schultz (1995)

Schultz (1995) ser på overlapping-metoden, og sammenligner denne med eksplisitt, subjektiv kvalitetsvurdering. Videre sammenligner han justerte og ujusterte prisobservasjoner for klesprisindeksen til Canada i perioden 1978 til 1994. Han finner at halvparten av erstatningsmodellene (mellom 1978 og 1983) ble lenket inn med direkte sammenligning. Av de modellene som forsvant fra indeksen, var flertallet priset lavere enn snittet på modeller i samme varegruppe. Fra de justerte og ujusterte prisindeksene for klær, kommer han frem til den implisitte kvalitetsjusteringen som er gjort i Canada mellom 1978 og 1994. Tabell 4.1 oppsummerer de mest oppsiktsvekkende funnene fra denne undersøkelsen:

Tabell 4.1:
Implisitt kvalitetsjustering i Canada. 1978 – 1994.

Varegruppe	Indeksverdier 1994 (1973 = 100)		
	Ujustert indeks (U)	Justert indeks (A)	Implisitt justering (U/A)
Kvinnebluser	414,9	295,3	1,4
Kvinnens brytholdere	362,2	354,1	1,0
Menns dresser	327,2	219,5	1,5
Menns arbeidsbukser	349,9	276,1	1,3
Menns dresskjorter	412,4	272,9	1,5
Menns undertøy	303,1	294,7	1,0

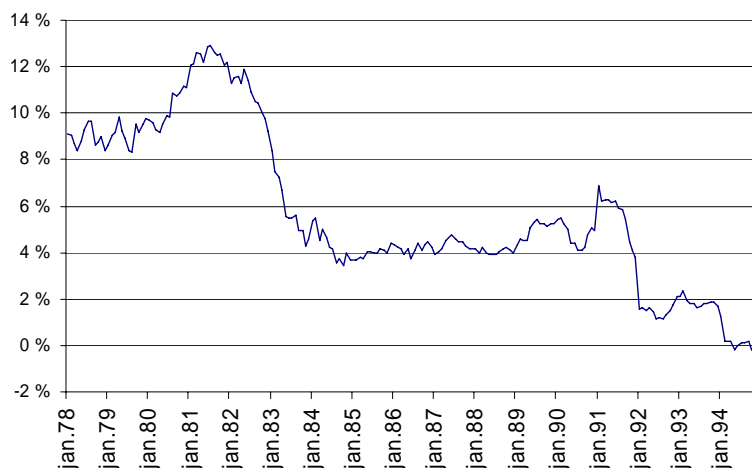
Kilde: Schultz (1995).

Den justerte indeksen er gjennomgående lavere for nesten samtlige av år/varegruppe-cellene mellom 1978 og 1994. Dette behøver ikke i seg selv bety at kvalitetsjusteringen er feil, men noen av verdiene var for merkverdige til å ignoreres. Det er for eksempel påfallende at dresser og formelle skjorter skal ha forbedret seg med 50 % i en periode hvor det ikke skal ha vært kvalitetsmessig utvikling i undertøy.

Artikkelen trekker frem to forhold som kan ha medvirket til resultatet. For det første er de største justeringene gjort på '70- og '80-tallet, en periode med relativt høy inflasjon. Se figur 4.1. Prisinnsamlere kan tendere til å tilskrive mer prisøkning til kvalitetsforbedringer, når

prisene stiger mye fra periode til periode. I tillegg er det generelt lavt tempo i kvalitetsutviklingen for klær. Dette kan få produsentene til å innføre nye produkter for å manipulere kundenes oppfatninger av prisutviklingen. Schultz frykter at konsumentenes vilje til å betale ekstra for det som er nytt, eller på moten, kan bli feilaktig tolket som kvalitetsforbedringer.

Figur 4.1:
Inflasjon Canada, månedlige data, januar 1978 – desember 1994.



Kilde: Ecowin.

I Norge har vi opplevd raskt minkende klespriser, men siden vi ikke foretar subjektiv, eksplisitt justering av prisene, behøver vi ikke frykte overdrevne antagelser om kvalitetsforringelse. Men at mer kompliserte produkter er mer utsatt for justeringsfeil, finner vi igjen i resultatene til Armknecht og Weyback (1989).

4.1.2 Armknecht og Weyback (1989)

Denne artikkelen fra Bureau of Labor Statistics (BLS), USA, omtaler arbeidet med å utvikle den hedoniske metoden som ble tatt i bruk i den amerikanske klesprisindeksen fra januar 1991. I innledningen argumenterer forfatterne sterkt for at klesprisene var det området som hadde størst potensial for forbedring. Armknecht og Weyback viser blant annet til at prisveksten for klær ble registrert å være 1,95 % i 1984, mot 3,4 % for hele indeksen (CPI-U⁸). Uten kvalitetsjustering ville klesprisene ha vokst med 11,61 % det året. Den lave prisveksten for klær var heller ikke kun knyttet til 1984. Gjennom de ni årene fra januar 1978 til desember

⁸ Prisveksten på 3,4 % ble beregnet ut fra prisene som var med i undersøkelsen. Selveiers beregnede husleie, bruktbiler, helseforsikring og blader, bøker og magasiner ble holdt utenfor.

1986, viste klesprisene en vekst på 25,5 % mot 77,9 % for den totale konsumprisindeksen. Prisindeksen for kvinnedrakter falt med 13,4 % i denne perioden.

Over 17 % av klesprisene som ble observert i 1984 var forbundet med modellbytte. (For varegruppene kvinners drakter og kjoler, og jenters kåper, jakker, kjoler og drakter var utskiftningen 40 % eller høyere.) Metodebruken som ble benyttet for klær fordelte seg som direkte sammenligning for 7,8 %, overlapp for 2,4 %, imputering (cell-relative) for 7,3 % og direkte kvalitetsjustering for 0,1 %.

Ved å bruke faktiske vekter og prisdata, har forfatterne kalkulert og tabellert betydningen av den ulike metodebruken. Særlig bruken av imputering var med på å trekke prisene ned. Dette tyder på at prisveksten for klær er nært forbundet med innfasing av nye modeller. Dersom imputering hadde vært brukt i stedet for direkte sammenligning, ville "sann" prisøkning blitt beregnet til 0,3 % også for disse modellene. Resten av 15 %-økningen ville blitt tilskrevet kvalitetsforbedringer.

De tallene som Armknecht og Weyback rapporterer heller overbevisende i retning av undervurdering av prisveksten for klær. Men det er to forhold som det er viktig å merke seg. Det ene er at de aller fleste modellbyttene var forbundet med sesongbytter. Dersom man eksempelvis priset en shorts gjennom sommeren, ville man bytte til en ikke-sammenlignbar modell når høsten kom. BLS benyttet i disse tilfellene en spesialversjon av overlappmetodikken. SSBs måte å løse problemet på, er å imputere prisen til shortsene gjennom hele vinteren og "matche" med en sammenlignbar modell neste sommer.

Det andre elementet som spiller inn, er at man ikke hadde noen klar formening om hvilke modeller man skulle regne som sammenlignbare. Artikkelen gjengir regresjonsanalyser som viser at stofftype, klesmerkekategori og plaggtipe (for eksempel jakke, skjørt eller genser) forklarer 82 % av prisen til kvinnedrakter. Disse variablene blir derfor foreslått å definere sammenlignbarheten til ulike modeller. Forenklete krav gjør det lettere for prisinnsamlerne å finne direkte sammenlignbare modeller, og dermed kan man i større grad unngå problemet med kvalitetsjustering.

4.1.3 Gordon (2005)

Dette working paperet er interessant fordi Gordons tidligere arbeider på området hadde stor innflytelse på Boskin-kommisjonen, hvor Gordon selv deltok.

Hensikten med undersøkelsen er å se om målefeilen i den amerikanske klesprisindeksen har vært konstant mellom 1914 og 1993. Som alternativer til den offisielle indeksen, bygger han en "matched model"-indeks (MM-indeks) og en hedonisk indeks basert på data for kvinneklær i Sears⁹ postordrekataloger. I MM-indeksen benytter han cell-relative imputering for modeller som faller fra, legges til eller gjennomgår kvalitetsforandring.

Gordon kommer til at det ikke var noen målefeil i perioden 1914-1947, men at CPI bommer på prisveksten for klær med om lag -1,5 til -2,0 prosentpoeng årlig mellom 1948 og 1988. Målefeilen blir anslått å være mindre midt i perioden, og høyere i hver ende. Estimatet er basert på at den hedoniske indeksen viser "sann" prisutvikling.

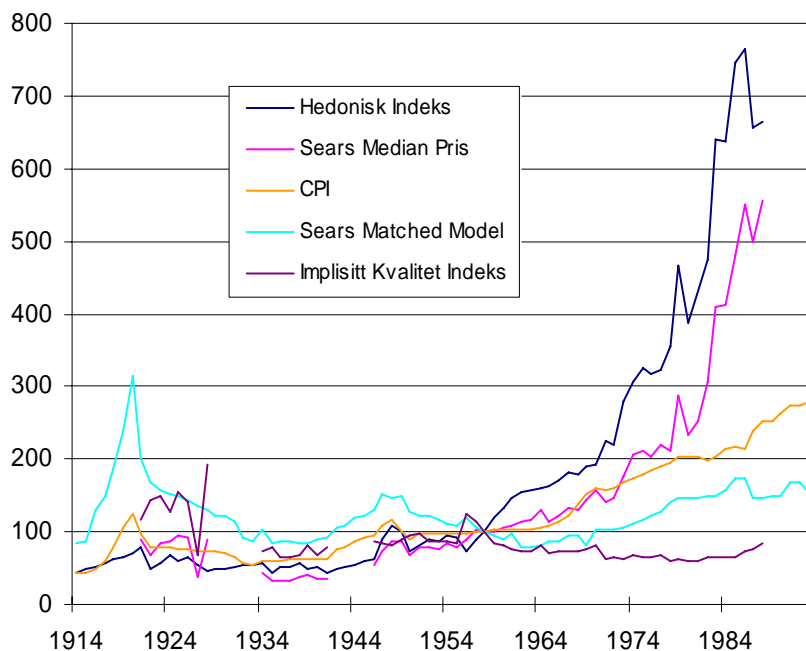
Samtidig presenterer han to andre resultater som kan vise seg å være minst like viktige. For det første blir kvalitetsnivået på kvinneklær anslått å være på samme nivå i 1993 som i 1914, selv om det har vært svingninger innad i perioden. Dette er en radikal påstand, og følger delvis av at vekt blir holdt fram som den viktigste proxyen for kvalitetsindikatorer. (Vekt varierer eksempelvis med materialmengde, materialtype og foring.) Gordon kommenterer at: "The many small changes from year to year in women's dresses that prevent a researcher from 'matching a model' do not correspond to our standard notions of 'quality'" (Gordon, 2005:38). Resultatet indikerer at selv de ukorrigerede prisobservasjonene kanskje er et bedre anslag for den "sanne" prisveksten enn det offisielle CPI-tallet, se figur 4.2.

Når Gordon sammenligner de ulike indeksene finner han at MM-indeksen for kvinneklær vokser saktere enn den tilsvarende underindeksen i CPI, for alle årene. (Dette var for øvrig hovedargumentet for at Boskin-kommisjonen anklaget CPI for å overdrive klesprisveksten i 1996 (Lebow og Rudd, 2003).) Den hedoniske indeksen vokser imidlertid mye raskere enn begge de to andre. Utviklingen i de tre indeksene støtter dermed oppfattelsen om at prisøkninger for klær henger nært sammen med rotasjon i varebeholdningen, og at cell-relative imputering undervurderer prisøkningen.

⁹ Sears er en kjede med kjøpesentre i USA og Canada.

Figur 4.2 viser utviklingen i de ulike prisindeksene for kvinneklær. Medianpriser benyttes som en ujustert indeks. Kvalitetsindeksen er gitt ved forholdet mellom den hedoniske og den ujusterte indeksen. Alle indeksene, unntatt CPI, er basert på det samme datamaterialet.

Figur 4.2:
Prisindekser for kvinneklær, CPI- og MM-indeks:1914 – 1993;
medianpris- og hedonsisk indeks: 1914 – 1988. 1958 = 100.



Kilde: Gordon (2005).

4.1.4 Illustrasjon av kvalitetsjusteringseffekter

Konsekvensen av å bruke ulike justeringsmetoder kan illustreres med følgende stiliserte eksempel:

En dongeribukse som har vært benyttet i prisindeksen havner på salg i en periode og forsvinner ut av forretningens varebeholdning. Som erstatning velges en annen bukse som har litt flere lommer. En gang i fremtiden havner også denne buksen på salg og blir faset ut. Tabell 4.2 viser en tenkt prisutvikling, og prisindeksene som følger av de ulike alternativene. Imputering regnes som om dette er den eneste modellen som endres i periode t, og som om halvparten av modellene endres samtidig. Kolonnen til høyre i tabellen viser hvilken prisutvikling som registreres for modellbyttet.

Tabell 4.2: Indeksverdier.

Periode	t-2	t-1	t	t+1	t+2	--->	t+k
Pris dongeribukse	100	100	80				
Pris arbeidsbukse			(125) ¹	125	125	--->	100
	$P_{t-1/t-2}$	$P_{t/t-1}$	$P_{t+1/t}$	$P_{t+2/t+1}$		$P_{t+k/t+k-1}$	$P_{t+1/t-1}$
Direkte Sammenligning	1	0,8	1,56	1	--->	0,8	1,25
Overlapp	1	0,8	1	1	--->	0,8	0,8
Cell-Relative, eneste vare som byttes	1	0,8	1	1	--->	0,8	0,8
Cell-Relative, 1/2 av varene byttes	1	0,8	1,28	1	--->	0,8	1,02
Class-Mean, eneste vare som byttes ²	1	0,8	-	1	--->	0,8	-
Class-Mean, minst 1 vare byttes ³	1	0,8	1,56	1	--->	0,8	1,25

Merk: 1. Prisen til arbeidsbuksen i periode t benyttes kun til overlapp.

2. Class-mean imputering krever minst ett annet modellbytte med direkte sammenligning eller overlapp.
3. Prisutviklingen forutsettes å være lik for alle modellene som byttes ut i periode t.

Dersom buksemodellene er like nok til at man ikke behøver kvalitetsjustering, er prisøkningen 25 %. Derimot er det et åpent spørsmål hvordan man skal vurdere kvaliteten. De ekstra lommene vil kreve mer material og arbeid, men kvaliteten kan godt bli oppfattet lavere av konsumentene. Det er slike vurderinger som gjør at hedoniske metoder virker attraktive. Regresjonsanalyser vil kunne fortelle hvordan konsumentene verdsetter ekstra lommer i snitt for alle bukser. Siden prisindekser viser utviklingen til snittpriser, vil en slikt estimat gi mening.

Eksempelet viser også at imputeringsmetoden som SSB benytter vil ”stabilisere” prisindeksen når prisendringer knyttes til modellbytter. Indekser fra cell-relative imputering er dessuten betinget på andelen modellbytter som vurderes med direkte sammenligning. I artikkelen til Armknecht og Weyback ble direkte sammenligning benyttet for kun 45 % av modellbyttene. Gordon bemerker om sin egen metode at: ”The criteria for matching are very tight and the resulting MM price indexes are surely representative of apparel ”models” that have almost the same quality” (Gordon, 2005:22). Setningen indikerer at andelen bytter mellom direkte sammenlignbare modeller er relativt liten. Dette kan ha hatt en stor betydning for hvorfor MM-indekser blir vurdert å ha en negativ målefeil i disse to artiklene.

Ettersom SSB utelukkende benytter cell-relative imputering, ser jeg det som sannsynlig at det finnes en målefeil i klesprisindeksen. Men om målefeilen lar seg merke i den aggregerte konsumprisindeksen, avhenger også av størrelsen på målefeilen.

4.2 Hvor stor innflytelse kan man forvente fra målefeilene.

4.2.1 Kvalitetsjustering

Dersom prisendringer på klær er forbundet med modellbytter, vil class-mean imputering gi et mer korrekt anslag for prisutviklingen enn cell-relative imputering. Dokumentasjonen fra SSB tyder på at de ikke benytter andre kvalitetsjusteringsmetoder. Dermed er det mulig å lage en enkel modell som viser potensiell målefeil fra kvalitetsjusteringen.

For å kunne anslå betydningen av målefeil i klesprisindeksen (C031), velger jeg å konsentrere meg om prisutviklingen for kvinneklær (C03122 og C03124). Det er grunn til å tro at hyppige modellbytter medfører at problemet med feil kvalitetsjustering er størst her. I tillegg viser vedlegg E at dette er de delindeksene som har falt mest i de aktuelle landene. Kvinneklær utgjør om lag 40 % av klesplaggprisindeksen, og 30 % av klesprisindeksen.¹⁰

I tråd med resultatene i Gordon (2005) antar jeg at kvalitetsutviklingen for klær er tilnærmet lik null. Uten kvalitetsendring i populasjonen, vil man kunne forvente at rullering av modeller i utvalget skyldes endrede preferanser og ikke ”objektive kvalitetsfaktorer”. Dette er en forenkende antagelse som er vanskelig å forsvare siden rasjonelle konsumenter vil tendere til å handle varer som gir mest kvalitet for pengene. Man kan også forvente at bedrifter kan ta høyere mark-up på modeller med høyere kvalitet, fordi dette er mer avanserte produkter. Profittmaksimerende utsalgssteder vil derfor ha insentiv til å fase ut modeller av lav kvalitet. Det er imidlertid mindre kontroversielt å forvente null kvalitetsutvikling over kortere tidsrom hvis man tenker seg at revolusjonerende teknologi (for eksempel borrelåser og Gore-Tex) er hoveddrivere for kvalitetsutviklingen og inntreffer sjeldent.

Andelen av priser for klær og skotøy som korrigeres for kvalitet ligger i Norge rundt 0,2 - 0,3 % hver måned.¹¹ Dette er mye mindre enn 10 % som rapportert i Armknecht og Weyback, og hovedforklaringen tror jeg ligger i hvor åpne krav man stiller for at modeller skal kunne sies å være direkte sammenlignbare. Armknecht og Weyback skriver videre at modellbytter skjer minst 2,3 ganger oftere for enkelte kvinneplagg sammenlignet med klær generelt (minst 40 % i USA i 1984). Siden hovedvekten av dette var knyttet til en utdatert amerikansk

¹⁰ Anslagene baserer seg på gjennomsnitt av faktiske vekter fra 1979 til 2005.

¹¹ E-post korrespondanse med Ragnhild Nygaard, SSB.

sesongjusteringsmetode, er nok dette forholdstallet lavere i Norge. Som et høyt anslag kan man dermed forvente at $2,3 \cdot 0,3 \% = 0,7 \%$ av prisene for kvinneklær kvalitetsjusteres.

Som et utgangspunkt for prisutviklingen benytter jeg meg enda en gang av Armknecht og Weybacks observasjoner. I 1983 var prisøkningen for dresser 0,3 % for de modellene som forble uendret gjennom året. De dressene som ble erstattet av dresser med samme kvalitet hadde en prisøkning på 15 % (Armknecht og Weyback, 1989:114). Dersom disse tallene lar seg overføre til kvinneplagg, kan jeg beregne målefeilen på følgende måte:

Målefeil = $I^{CR} - I^{CM}$, hvor:

$$I^{CR} = \frac{p^u}{p^u + p^{MM}} \cdot I^u + \frac{p^{MM}}{p^u + p^{MM}} \cdot I^{MM}$$

$$I^{CM} = p^u \cdot I^u + (p^{MM} + p^{imp}) \cdot I^{MM}$$

p^u , p^{MM} og p^{imp} er andelene av henholdsvis modeller som er uendret, modeller som er matchet med modell av tilsvarende kvalitet (direkte sammenligning), og modeller som er imputert ut eller inn av prisindeksen. Cell-relative indeksen, I^{CR} og class-mean indeksen, I^{CM} er derfor å tolkes som veide snitt av prisutviklingen for uendrede varer, I^u og utviklingen for matchede modeller, I^{MM} . Tabell 4.3 viser øvre estimater for årlig målefeil i prisindeksene for klær og kvinneklær, basert på tallene fra SSB og Armknecht og Weyback (1989).

Tabell 4.3: Øvre estimat på målefeil i prisindeksen for klær og kvinneklær.

	Input		Resultater	
Klær	Andel priser med modellbytte:	17,0 %	Cell-relative imputering:	2,76 %
	Andel imputerte priser:	0,3 %	Class-mean imputering:	2,80 %
	Årlig vekst, uendret modell:	0,3 %	Differanse i årsindeks:	- 0,04 %
	Årlig vekst, direkte sammenlign:	15,0 %	Målefeil i % av cell-relative imp:	-1,33 %
Kvinneklær	Andel priser med modellbytte:	40,0 %	Cell-relative imputering:	6,12 %
	Andel imputerte priser:	0,7 %	Class-mean imputering:	6,18 %
	Årlig vekst, uendret modell:	0,3 %	Differanse i årsindeks:	- 0,06 %
	Årlig vekst, direkte sammenlign:	15,0 %	Målefeil i % av cell-relative imp:	-1,02 %

Kilder: SSB og Armknecht og Weyback (1989).

Formlene er symmetriske slik at et årlig prisfall på 15 % for nye (matchede og innrullerte) modeller medfører målefeil i samme størrelsesorden, men med motsatt fortegn.

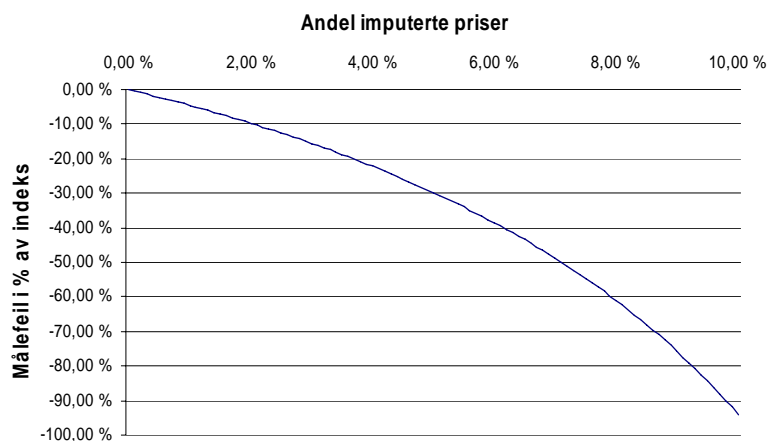
For å illustrere betydningen av målefeilen, kan man tenke seg en bluse som koster kr 100,- ved et gitt tidspunkt. Etter ti år med 6,18 % årlig økning vil prisen være kr 182,-. Dette er 1

krone og 3 øre mer enn om prisveksten var 6,12 % årlig. Jeg minner om at dette er mitt øverste anslag, og at bare 30 % av denne feilen ville slå ut i prisindeksen for klær. Prisvekster på 2,76 % og 2,80 % over ti år, gir et avvik på 47 øre dersom initialprisen er kr 100,-. Over slike tidsintervaller kan man imidlertid hefte tvil ved antagelsen om null kvalitetsutvikling.

Selv om kvalitetsutviklingen er konstant, kan det hende at prissettingen er annerledes ved prisfall enn ved prisøkninger. Innføring av billigere modeller kan tvinge frem større endringer i prisen på vedvarende modeller, enn når prisene er på vei opp. Dermed vil også mer av prisutviklingen fanges opp av cell-relative imputeringen og målefeilen reduseres.

Den mest kritiske parameteren er andelen av prisene som imputeres. Figur 4.3 viser hvordan målefeilen utvikler seg som andel av den beregnede (cell-relative) indeksen når graden av imputering øker. Resten av parameterne er holdt lik eksempelet for klær i tabell 4.3. For imputering i størrelsesorden 0,2 % - 0,3 % vil små variasjoner i imputeringsgraden ikke ha stor betydning for nøyaktigheten til indeksen. Sett i forhold til usikkerheten forbundet med forutsetningene så synes denne målefeilen å være neglisjerbar.

Figur 4.3: Målefeil som følge av feil imputering.



Kilder: SSB og Armknecht og Weyback (1989).

4.2.2 Mangel på kvalitetsjustering

Hittil har jeg kun vurdert målefeil som skyldes bruken av justeringsmetode. Det er imidlertid langt fra sikkert at dette er det største potensialet for målefeil.

Prisinnssamlingsskjemaet til SSB er veldig fokusert på produktet som skal prises, men anbefalingene fra Eurostat tilsier at ”ytre forhold” også har betydning for kvalitetsutviklingen. Med dagens skjema er det tvilsomt om endret service eller reklamasjonsrettigheter blir registrert. Eksempelvis vil salgsvarer ofte være knyttet til dårligere kjøpsbetingelser enn varer til ordinær pris.

Når nye produkter lanseres i markedet vil forbrukerne øyeblikkelig ha en velferdsøkning i form av økt valgfrihet, se avsnitt 3.1.2. Om dette kvalifiserer til målefeil er et definisjonsspørsmål, og følger av hva SSB ønsker å måle med konsumprisindeksen. I den grad KPI skal være en levkostindeks, burde slike velferdsøkninger inkluderes i indeksen.

Problemer med at det går en tid før nye varer inkluderes i indeksen er minnet med at man nå oppdaterer utvalget årlig. Dette er som nevnt et område hvor SSB jobber med å utbedre metodebruken. I fremtiden vil bruk av skannerdata muligens gjøre det mulig å ignorere denne kilden helt.

For å anslå hvor viktig slike momenter er, behøver man både pris og kvalitetsdata. I dag har vi ingen av delene for nye varer. Det er sannsynlig at teknologiutviklingen på sikt vil gi oss klær som er lettere, mer slitesterke, puster bedre og tørker raskere, men i kortere perioder kan man også godt tenke seg at kvaliteten på klær forringes. Dette kan for eksempel være en konsekvens av å flytte produksjonen til nye områder hvor man har lite erfaring med klesproduksjon. Det prisfallet Norge har opplevd for klær gjennom de ti siste årene gjør at man skal være forsiktig med å trekke bastante konklusjoner. Likevel – det at man ikke kan gjøre anslag for mengden av målefeil betyr naturligvis ikke at målefeilene ikke er der.

5 Kapittel 5 – Avsluttende kommentarer

5.1 Oppsummering

I denne oppgaven har jeg sett på måten Statistisk sentralbyrå (SSB) beregner prisindekser for klær og skotøy. Over tid vil kvaliteten på de produktene man innhenter priser for øke. For å beregne ”sann” prisutvikling er det nødvendig å justere prisobservasjonene for den økningen som skyldes bedre kvalitet. De justeringene man foretar kan være for store eller for små, og dette gir potensial til systematisk over- eller underestimering av prisutviklingen.

Av undergruppene i konsumprisindeksen (KPI) er det bare prisene på audiovisuelt utstyr som har falt mer enn klesprisene. Oppgaven viser at det er mye mer sannsynlig at prisetallet for klær skyldes lavere produksjonskostnader som følge av handelsliberalisering, enn at SSB benytter feil kvalitetsjusteringsmetode. Siden 1996 har klesprisene falt med mer enn 36 %, men min modell klarer knapt å tilskrive en halv prosent til feil bruk av justeringsmetode. Modellen viser dessuten at målefeilen alltid virker i motsatt retning av prisutviklingen.

Metodebruken til SSB støttes også av at Danmarks Statistik benytter en tilsvarende metode uten at det har ført til kraftige prisfall i Danmark, og av at det har ikke vært noen dramatiske omlegginger av klesprisindeksen til SSB de siste årene. Til sist er det betryggende å vite at det er store forskjeller på metodebruken til SSB og tidligere arbeider som konkluderer med negativ målefeil i klesprisindeksen.

På dette grunnlaget konkluderer jeg med at SSB ikke har et mer feilaktig mål på prisveksten for klær enn andre sammenlignbare land har, selv om ”class-mean” imputering er å anbefale foran dagens bruk av ”cell-relative” imputering.

5.2 Videre undersøkelser

Selv om jeg har kommet til en konklusjon, er det ikke sagt at det ikke er usikkerhet knyttet til resultatet mitt. Det er særlig to forhold som gjør at målet med oppgaven ennå ikke er nådd fullt ut. For det første er det i teorien flere kilder til målefeil enn den jeg har sett på her. Spesielt tenker jeg på betydningen av ”ytre kvalitetsfaktorer”, og utviklingen av nye klesmodeller. Det andre forholdet baserer seg på klesprisutviklingen i Sverige. Statistiska

Centralbyrån benytter en hedonisk prisindeks, og det er spenning knyttet til om denne metoden er bedre rustet til å justere for kvalitetsutvikling.

Økt kunnskap om hedoniske indekser vil være et svært nyttig aktivum. Versjoner av metoden benyttes i USA, Tyskland og Frankrike, og vurderes brukt i Norge, Irland, Stor Britannia og andre land. Jeg har dessuten troen på at hedonisk metodebruk vil kunne belyse forhold rundt kvalitetsutvikling som vil kunne støtte bruken av dagens tradisjonelle metoder. For eksempel behøver man en metode som forteller hvilken vei kvalitetsutviklingen går. Det vil også være nyttig med et verktøy som kan indikere hvilke kriterier man bør vektlegge for å godta at to ulike modeller er av samme kvalitet. Sagt på en annen måte: Det er nødvendig med et verktøy som kan fortelle hva kvalitet i grunnen er.

Referanser:

- Bils, Mark og Peter J. Klenow (2000): "Quantifying Quality Growth." NBER working paper series 7695, National Bureau of Economic Research, mai 2000.
<http://ssrn.com/abstract=228988>
- BLS (2007): *BLS Handbook of Methods*. Kapittel 17 – The Consumer Price Index, web-versjon, U.S. Bureau of Labor Statistics, 26. april 2007.
<http://www.bls.gov/opub/hom/>
- Boskin, Michael J., Ellen R. Dulberger, Robert J. Gordon, Zvi Griliches og Dale Jorgenson (1996): "Toward A More Accurate Measure Of The Cost Of Living." Final report to the Senate Finance Committee, Advisory Commission to Study the Consumer Price Index, 4. desember 1996.
<http://www.ssa.gov/history/reports/boskinrpt.html>
- Bundesbank (2001): "The economic scene in Germany in summer 2000." *Monthly Report*, august 2001.
http://217.110.182.54/download/volkswirtschaft/mba/2000/200008mba_art01_inteuroset.pdf
- CSO (2002): "Introduction to Series Base Desember 2001." Methodology documents, web-versjon, Central Statistics Office Ireland.
<http://www.cso.ie/surveysandmethodologies/surveys/prices/documents/cpipub.pdf>
- Diewert, Erwin W. (1998): "Index Number Issues in the Consumer Price Index." *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 12, nr. 1. Side 47-58, vinter 1998.
- DST (2004): *Forbruger- og nettoprisindekset - Dokumentation*, Danmarks Statistik, København, desember 2004.
- ESA (1995): *ESA 95*. European System of National and Regional Accounts, Europakommisjonen.
<http://circa.europa.eu/irc/dsis/nfaccount/info/data/ESA95/en/titelen.htm>
- Eurostat (2001): *Handbook on price and volume measures in national accounts*, 2001 utgaven, Office for Official Publications of the European Communities, Luxemburg, 2001.
- Eurostat (2007): *Special Data Dissemination Standard for HICP*, web-versjon, Eurostat.
http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page?_pageid=2714,1,2714_61582099&_dad=portal&_schema=PORTAL
- Evangelista, Rui (2001): "Survey on national consumer price indexes." *Revista de Estatística*, 3. kvartal 2001.
- Forskrift for Pengepolitikken (2001): kronprinsregentens resolusjon 29. mars 2001.

- Gordon, Robert J. (2005): "Apparel Price 1914-93 and the Hulten/Brueghel Paradox." NBER working paper series 11548, National Bureau of Economic Research, august 2005.
- Hamilton, Bruce (2001): "Using Engel's Law to Estimate CPI Bias." *The American Economic Review*, vol. 93, nr. 3, side 619-630, juni 2001.
<http://links.jstor.org/sici?sici=0002-8282%28200106%2991%3A3%3C619%3AUELTEC%3E2.0.CO%3B2-2>
- Hoffmann, Johannes (1998): "Problems of Inflation Measurement in Germany." discussion paper 1/98, Economic Research Group of the Deutsche Bundesbank.
http://www.bundesbank.de/vfz/vfz_mitarbeiter_hoffmann.php
- Hoffmann, Johannes (2006): "The Bundesbank's contribution to the inflation measurement debate in Germany." *ifc Bulletin No. 24*, Irving Fisher Committee on Central-Bank Statistics, august 2006.
- ILO/IMF/OECD/UNECE/Eurostat/The World Bank (2004): *Consumer price index manual: Theory and practice*. International Labour Office, Geneve, 2004.
- Lebow, David E. og Jeremy B. Rudd (2003): "Measurement Error in the Consumer Price Index: Where Do We Stand?" *Journal of Economic Literature*, vol. XLI, side 159-201, mars 2003.
- Moulton, Brent R. (1996): "Bias in the Consumer Price Index: What Is the Evidence?" *Journal of Economic Perspectives*, American Economic Association, vol. 10(4), side 159-77, høst 1996.
- Moulton, Brent R. og Karin E. Moses (1997): "Addressing the Quality Change Issue in the Consumer Price Index." *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 1, side 305-366.
- Norberg, Anders (1995): "Quality Adjustment in the Swedish Price Index for Clothing." The Second Meeting of the International Working Group on Price Indices, Stockholm, 15.-17. november 1995.
<http://www.ottawagroup.org/Ottawa/ottawagroup.nsf/51c9a3d36edfd0dfca256acb00118404/4c3d11764d2ce49dca25727300107f79?OpenDocument#N>
- Nordhaus, William D. (1998): "Quality Change in Price Indexes." *Journal of Economic Perspectives*, vol. 12, nr.1, side 59-68, vinter 1998.
- OECD (2000): "Box V.I. Computer production and spending: accounting for price and volume developments." *OECD Economic Outlook No 67*, juni 2000.
<http://puck.sourceoecd.org/vl=539557/cl=16/nw=1/rpsv/cw/vhosts/oecdjournals/04745574/v2000n1/contp1-1.htm>
- ONS (2005): *Handy Guide to... Clothing Comparability*. Version 1, Office for National Statistics, 28. februar 2005.
- ONS (2006): *Consumer Price Indices – Technical Manual*, 2006 utgaven, Office for National Statistics, Crown copyright 2006.

- Sandberg, Lasse (2007): "KPI 1999 – 2007. Større omlegginger og mulige konsekvenser for den målte prisveksten..." Presentasjon for ansatte i Norges Bank, 2. februar 2007.
- SCB (2001): *The Swedish Consumer Price Index – A handbook of methods*. Statistiska Centralbyrån, Örebro, 2001.
- Schreyer, Paul (2005): "Country Priorities." Notat til seminaret: *Inflation Measures: Too High – Too Low – Internationally Comparable?*, OECD, Paris, 21-22. juni 2005.
- Schultz (Szulc), Bodan (1995): "Treatment of Changes in Product Quality in Consumer Price Indices." The second Meeting of the Ottawa Group on Consumer Price Indices, Stockholm, 15.-17. november, 1995. (Revidert utgave, januar 1996.)
- SSB (2001): *Konsumprisindeksen 1995 -2000*. Statistisk Sentralbyrå, Oslo/Kongsviger.
- Triplett, Jack (2004): *Handbook on Hedonic Indexes and Quality Adjustments in Price Indexes: Special Application to Information Technology Products*. Working paper DSTI/DOC(2004)9, OECD Directorate for Science, Technology and Industry.
- Wilhelmsen, Bjørn Roger og Kristine Høegh-Omdal (2002): "Effekter av handelsliberalisering på klesprisene og på samlet konsumprisvekst." *Penger og Kreditt*, nr. 3, Norges Bank.
- Wyckoff, Andrew W. (1995): "The Impact of Computer Prices on International Comparisons of Labour Productivity." *Economics of Innovation and New Technology*, 3, side 277-93.

Vedlegg

Vedlegg A: Prisutviklingen til samtlige varegrupper i KPI.

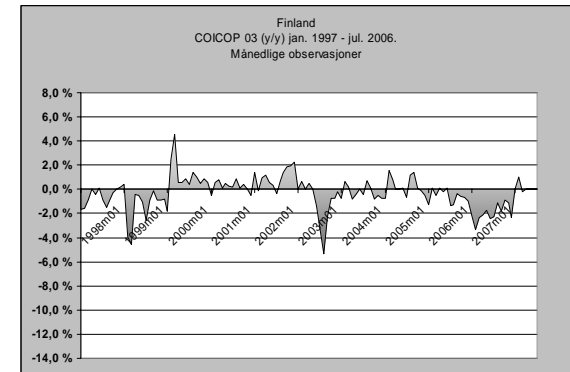
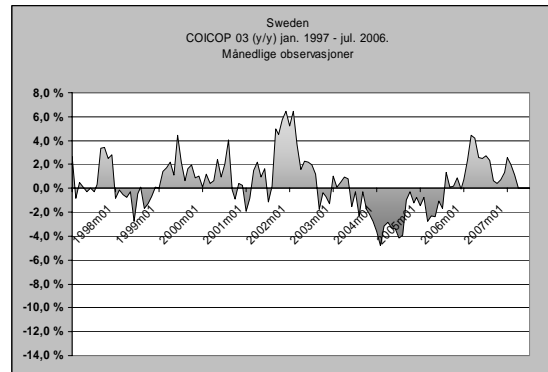
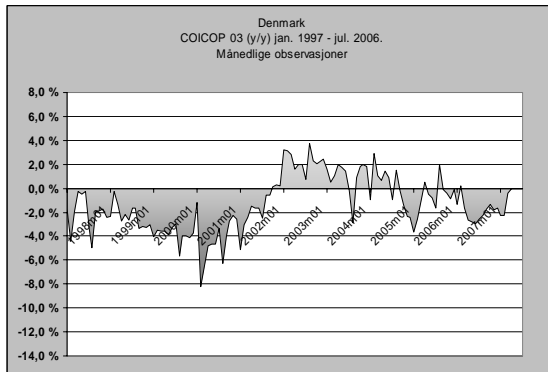
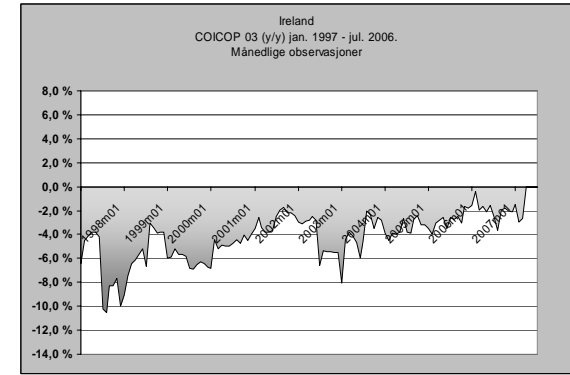
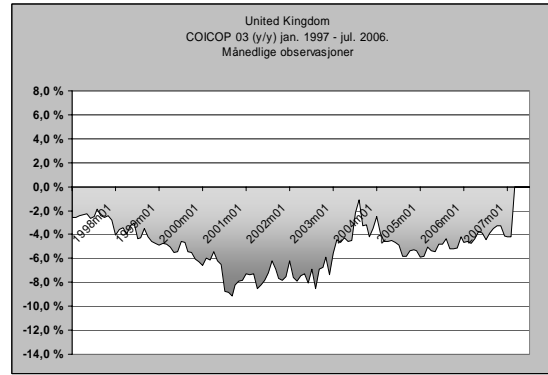
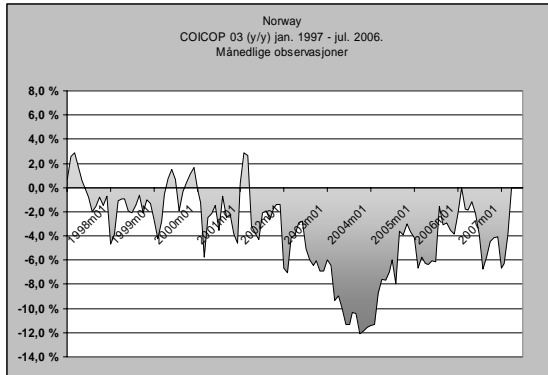
Fall i årsindeks fra 1996 til 2006. I prosent.

'-' indikerer at tallene ikke offentliggjøres på grunn av bytte av vekter i konsumprisen i 1999.

Varegruppe (3-sifret COICOP)	Utvikling 1996-2006
Audiovisuelt utstyr	-48
Klær	-36
Teletjenester	-25
Boligtekstiler	-20
Skotøy	-15
Møbler, tepper og reparasjoner	-4
Varer og tjenester for rengjøring og ettersyn i bolig	-1
Sosiale omsorgstjenester	-1
Komfyrer, kjøleskap, vaskemaskiner, andre husholdningsapparater, inkl.reparasjoner	-1
Andre personlige varer	4
Kjøp av egne transportmidler	11
Legemidler, helseartikler, briller mv.	12
Verktøy og utstyr for hus og hage	13
Annet utstyr, fritid og hage	14
Alkoholholdige drikkevarer	18
Hoteltjenester	18
Matvarer	18
Alkoholfrie drikkevarer	21
Kjøkkenutstyr, glass, dekketøy mv.	32
Andre varige konsumgoder knyttet til fritid og kultur	34
Betalt husleie	34
Beregnet husleie	36
Vedlikehold og reparasjon av bolig og fritidsbolig	38
Personlig pleie	39
Restauranttjenester	39
Aviser, bøker og skrivemateriell	42
Transporttjenester	47
Forsikring	49
Tjenester knyttet til fritid og kultur	50
Drift og vedlikehold av transportmidler	53
Helsetjenester utenom institusjon	85
Elektrisitet, fyringsoljer og annet brensel	90
Tobakk	106
Andre tjenester knyttet til bolig og fritidsbolig	-
Posttjenester	-
Teleutstyr	-
Feriereiser, pakketurer	-

Kilde: SSB.

Vedlegg B: Årlige endringer i kles- og skoprisene.



Kilde: Eurostat.

**Vedlegg C:
Oppbyggingen av konsumprisindeksen**

OBS: Navnene er fritt oversatt fra engelsk.

Konsumprisindeks	2-sifret konsumgruppe	3-sifret konsumgruppe	4-sifret konsumgruppe	5-sifret konsumgruppe	Representantvarenivå
------------------	-----------------------	-----------------------	-----------------------	-----------------------	----------------------

Alle varer og tjenester	C03. Klær og skotøy	C031. Klær	C0311. Tøyer	C03110. Tøyer	
			C0312. Klesplagg	C03121. Herre; skjorter, dresser, bukser, jakker, gensere	
				C03122. Dame; bluser, kjoler, skjørt, jakker, gensere	
				C03123. Herre; ytterplagg, fritid	
				C03124. Dame; ytterplagg, fritid	
				C03125. Barne- og ungdomsklær	
				C03126. Voksne; undertøy, nattøy, t-shirts, sokker, strømper, longs	
				C03129. Annet	
			C0313. Tilbehør	C03131. Hatter, luer og hansker	
				C03132. Garn og sytråd	
			C0314. Rensing, vask, reparasjon og leie av klær	C03140. Rensing, vask, reparasjon og leie av klær	
			C032. Sko og annet fottøy	C0321. Sko og annet fottøy	C03210. Sko og annet fottøy
				C0322. Vedlikehold, reparasjon og leie av fottøy	C03220. Vedlikehold, reparasjon og leie av fottøy

Kilde: Eurostat.



Seksjon for økonomiske indikatorer
Postboks 8131 Dep., 0033 Oslo
Tlf: 21 09 00 00 Faks dir: 21 09 47 33

Månedlige detaljpriser

Mai 2001

Skjema med oppgaveplikt

Ved spørsmål om skjemaet kontakt
Eli Tove Henriksen, telefon 21 09 47 23

Fortrolig
Int. beskyttelsesinstruksen
Jfr. Offentlighetsloven 5A



Bedriftsnavn
F.nr. (Internr.)
Organisasjonsnr./foretaksnr.

Komm.nr.
Nærings

Områdenr.

Bedriftens navn
Avdeling
Adresse
Postnr. og poststed

Retledning for utfylling av skjema for detaljpriser

Detaljpriser som blir benyttet til beregning av konsumprisindeksen, blir hentet inn fra et representativt utvalg av forretninger. Varene og tjenestene som det samles inn priser for, er valgt ut på grunnlag av forbruksundersøkelser og i samsråd med bransjeorganisasjoner. Oppgavene innhentes med hjemmel i lov av 16. juni 1989 nr. 54 om offisiell statistikk og Statistisk sentralbyrå (statistikkloven), kgl.res. av 16. juni 1989 og forskrift fastsatt av Finansdepartementet.

Innsending av oppgavene

Oppgaven skal sendes Statistisk sentralbyrå senest : **onsdag 16. mai**
Vedlagte ferdig frankerte svarkonvolutt skal brukes. Takkl

Vareomfang

Forretningen bes oppgi priser på alle varer og tjenester som er oppført i skjemaet så sant de omsettes i forretningen.

Viktig

Skjemaet skal leses maskinelt. Det er derfor viktig at utfyllingen blir nøyaktig utført. Bruk helst blå eller svart penn.

Sett kryss slik: og ikke slik: Hvis kryss i feil rute:

Skriv tall slik: Merk komma!

Prisnoteringene

Prisene skal gjelde den dato skjemaet fylles ut. Dato for utfylling oppgis hver måned.
De fleste varene er nøyaktig beskrevet. Det er viktig at prisene gjelder nøyaktig de varer, kvaliteter og mengder som er oppført.
I de tilfeller hvor varene ikke er nøyaktig beskrevet, ber vi om at det blir valgt ut en kvalitet som det selges mye av i forretningen og som man antar fortsatt vil bli solgt i en tid fremover. For slike varer bes kvalitet og merke oppgitt i kolonnen for varebeskrivelsen. Ved senere prisnoteringer må en passe på å oppgi pris på samme kvalitet.
Dersom forretningen for kortere tid er utsolgt på en vare, krysses det av i feltet for dette.

Dersom varen forretningen har gitt pris på har gått ut av handelen for godt, skal varen erstattes av en vare som i kvalitet - merke - på det nærmeste tilsvarer den tidligere oppgitte. Sett kryss i feltet for 'Ny vare'.

Dersom utgått vare må erstattes av en vare med en annen kvalitet eller annen mengdeenheter, krysses det av i feltet 'Annen kvalitet, mengde'.

For varer som er på billigsalg, dagens tilbud, sesongsalg o.l. på den dag prisene noteres, skal de reduserte priser oppgis. Sett kryss i feltet for 'Tilbud (salg)'.

Vendi!

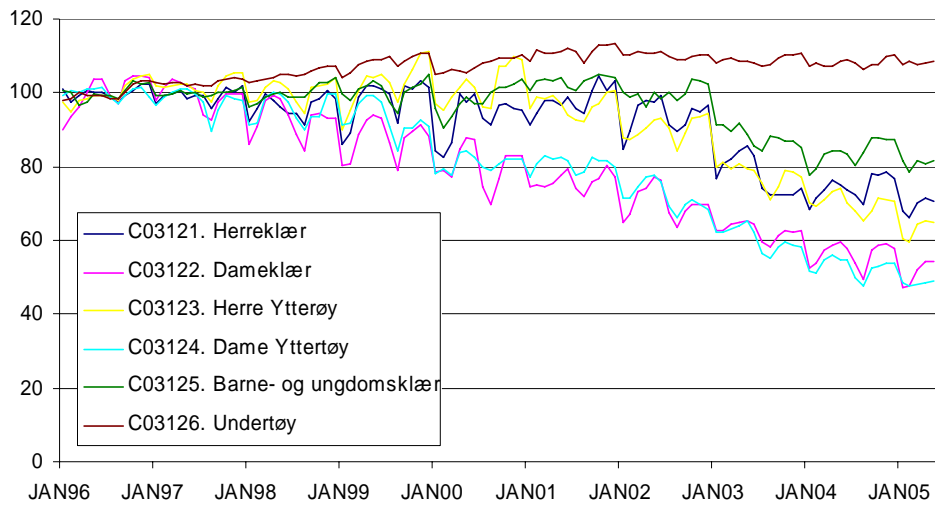
Varerlag	Varerekrivelse, kvalitet, merknader, fabrikk	Nye merknader	Varer	Mengde, enhet	Mars Pris	April Pris	2001 Pris	Utgitt	Antall	Ny	Tilbud	U-
										varer	salg	sett
jordsonger glass, 180 mm høy, Krystallserie fra Hadelands glassverk eller svarande	FEFOR		00515	Stk.	1855.00	1249.00						
Ujeplatte, 2000, Porsgrunds Porselenfabrikk	DUKA NOBLESSE 5L		00516	Stk.	399.00	399.00						
allerken, flat, flint m/overglasur-dekor	EDME		00401	Stk.	79.00	79.00						
affekopp, flint, m/overglasur-dekor			00402	Stk.	119.00	119.00						
allerken, flat, porselen m/overglasur-dekor	SATURN PLATINA		00403	Stk.	245.00	259.00						
affekopp, porselen, m/overglasur-dekor	SATURN PLATINA		00404	Stk.	0.00	249.00						
jokkenglass, presset, uten stett, 2 dl, pakke	SPIRAL		00405	6 stk.	99.00	99.00						
flast form, Pyrex eller lign. w/lokk 1,5 l	DUKA COOKERY		00406	Stk.	0.00	79.00						
jordkriver med skaft i tre, rustfritt blad	DUKA BRASSEREI		00418	6 stk.	39.00	39.00						
ipeskjeer, rustfritt stål	HARDANGERBESTIKK RAMONA		00419	6 stk.	75.00	15.00						
asserrolle, rustfritt stål eller aluminium, m/lokk, ca. 3 liter	DUKA NOBLESSE		00409	Stk.	495.00	499.00						
armstekepanne, 26 cm, plandreid	HØYANG BRASSERIE		00410	Stk.	0.00	249.00						
ise, rustfritt stål, størrelse mellomstor	HARDANGERBESTIKK RAMONA		00417	Stk.	0.00	245.00						
tearfnlys, plastpose a 10 stk.	TELYS		00148	Pose	25.00	25.00						

Signatur: _____

Dato for prisnoteringene, sett kryss:

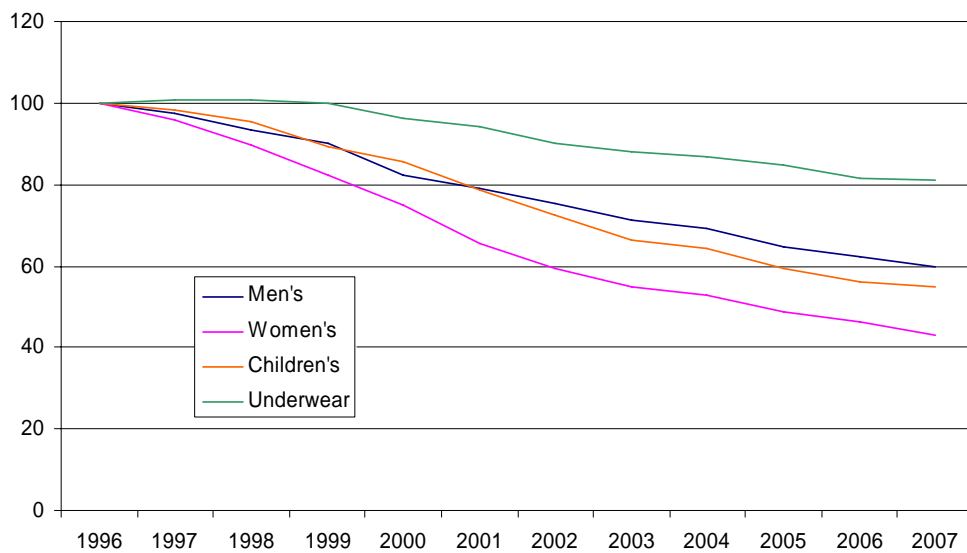
11. Mai 14. Mai 15. Mai

Vedlegg E:
Delindekser under C0312: Klesplagg, 1996 = 100.



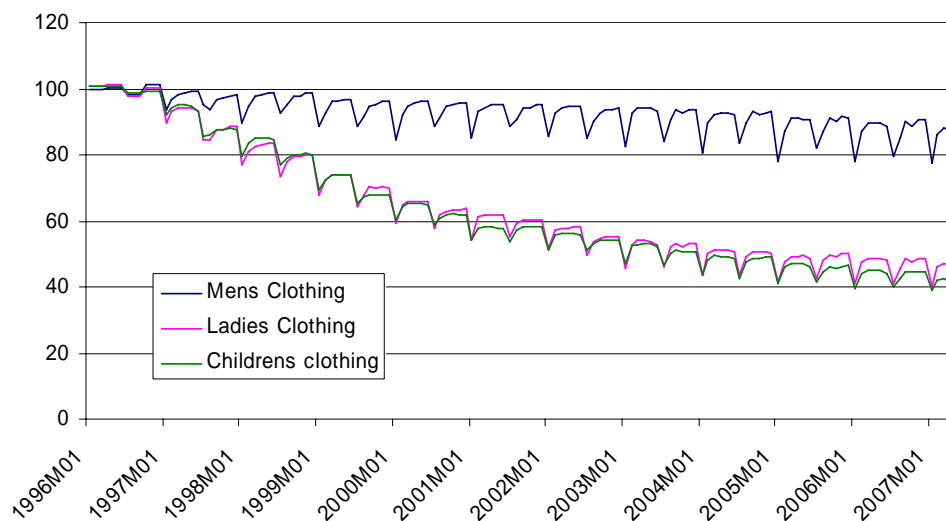
Norge.
 Månedssdata,
 januar 1996 –
 mai 2005.

Kilde:
 Norges Bank.



**Stor
 Britannia.**
 Klesindeks
 for januar
 måned,
 1996 – 2007.

Kilde: ONS.



Irland.
 Månedssdata,
 januar 1996 –
 april 2007.

Kilde: CSO.