

Stockholm, 2014-11-04

Svarsinlägg gällande KI:s kommentarer om statistiska utlåtanden till SKB:s remissvar (Diarienummer: 2014-119-6.1)

Lars Bergman, Ulf Jakobsson och Rickard Sandberg

Inledande kommentarer

- Faktum kvarstår att statistiska metoder ansatta på vårt material ger fördel för exponentiell trend för endast en EEF.
- KI:s uttalande om att ekonomisk teori och beprövad erfarenhet motiverar val av exponentiella modeller saknar täckning.
- Det är anmärkningsvärt att KI fortfarande vidhåller att EEF 3, 5, 6, 7 skall modelleras med en trend. Väletablerade statistiska metoder pekar, som vi redan påpekat, tydligt på att dessa serier skall modelleras utan trend.

Linjär eller exponentiell modell.

KI har hävdade att alla EEF skall skattas med utgångspunkt i en exponentiell modell. Vi har i vår tidigare inlägga visat att statistiska test stöder den exponentiella modellen i endast ett fall. Dessa tester avfärdas av KI med att en exponentiell modell skall användas i enlighet med ekonomisk teori och beprövad erfarenhet. Vi vill till detta säga att de tester vi genomfört rimligen borde vara en del av den beprövade erfarenheten.

Generellt sett skall sägas att medan KI hävdar att en exponentiell modell har ett så starkt stöd i ekonomisk teori att några tester inte behöver göras, så hävdar vi att en linjär modellspecifikation kan vara lämplig när denna stöds av statistiska tester på den tidsserie som skattas. Vi vill sålunda inte hävda att det finns en ekonomisk teori som entydigt pekar ut den linjära specifikationen som den enda riktiga.

För att få en ytterligare belysning av frågan om vad som är ekonomisk teori och beprövad erfarenhet på detta område, har vi tagit upp frågan i en mejlkonversation med Professor Dale Jorgenson vid Harvard University. Denna mejlkonversation refereras i Appendix 1. I den akademiska världen torde Professor Jorgenson vara den absolut ledande forskaren på området långsiktiga modellbaserade ekonomiska prognoser. Han har också en mycket omfattande publikationslista på området. I en central passus i mejlväxlingen skriver Professor Jorgenson följande:

”It seems to me that the choice of model for projections of relative prices is an empirical matter and cannot be determined on theoretical grounds. You have sufficient long-term data to make an empirical determination of the model that is most appropriate. Since you compared exponential with linear models empirically, it is impossible to support the criticism of your work by the Konjunkturinstitutet. I am sure that Rickard Sandberg has advised you on the best econometric methodology for this purpose, so I have nothing to add on this point.”

I Appendix 1 återfinns också en referens till en studie av professor Jorgenson som innehåller omfattande skattningar av relativpriser. Professor Jorgenson drar själv slutsatsen att dessa prisskattningar inte uppvisar ett stabilt mönster.

Professor Jorgenson drar slutsatsen att valet av modell bör göras på empiriska grunder och mot bakgrund av det kan vi inte se att det skulle vara förenligt med ekonomisk teori och beprövad erfarenhet att alltid välja exponentiella modeller.

Illustration av KI:s skattningsmetodik.

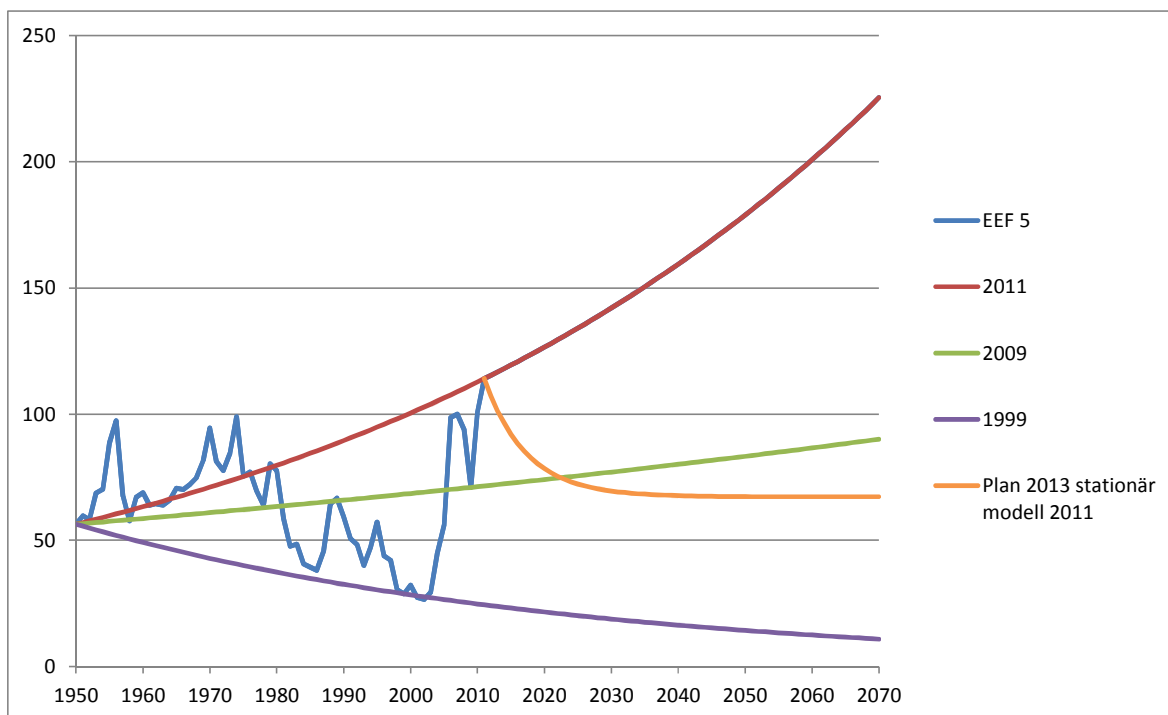
KI har i sin inlaga hävdad att man på ett riktigt sätt har använt sig av trendkoefficienter som inte är signifikanta. Vi har påpekat att detta står i strid med etablerad statistisk teori. En mera teknisk diskussion av detta återfinns i Appendix 2.

De problem som uppstår, när man använder sig av KI:s metodik tydliggörs av skattningen av kopparpriserna (EEF 5). Dessa illustreras i figur 1. Den blå linjen visar den historiska dataseriens utveckling från 1950 till 2011. Den orangea linjen visar den skattning som vi har gjort. Vi har med stöd av statistiska tester påvisat att denna serie skall modelleras som en stationär modell (en modell utan trend). Prognosvärdet för vår skattning blir 67,3 för år 2070. KI har istället med sin skattningsmetod fått ett prognosvärde på 225,3 för år 2070. Som vi skall se är denna skattning helt avhängig av värdet i sluttidpunkten för den historiska dataserien. Detta ger en från år till år mycket variabel prognos, eftersom variationerna i den underliggande dataserien är mycket stora.

De bruna, gröna och lila heldragna linjerna visar exponentiella trendskattningar gjorda med den av KI förordade metodiken. Skillnaderna mellan skattningarna kan hänföras till att vi valt olika slutpunkter för dataserien. Linjen för år 2011 representerar den skattning som KI anser ska tillämpas för Plan 2013. Om år 2009 varit slutpunkt skulle vi, med KI:s metod, ha fått den gröna linjen som prognos och om vi istället hade valt 1999 som slutpunkt hade vi fått en nedåtlutande linje, som prognos.

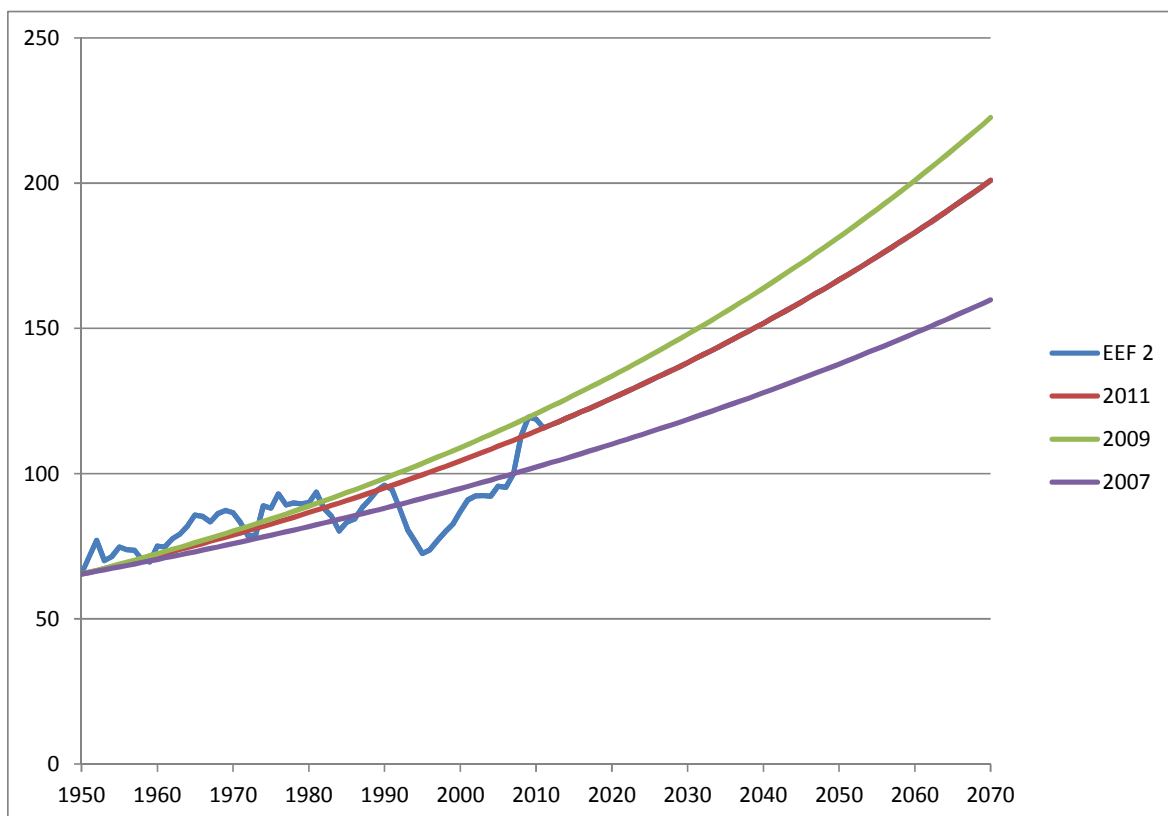
När nu kopparpriserna åter faller kan vi kanske om något år återigen få en nedåtlutande prognos. Denna instabilitet i prognoserna beror på två saker. För det första ger en driftskattning med RW-modellen ett kraftigt beroende av slutpunkten i förhållande till den fasta startpunkten. För det andra leder de kraftiga fluktuationer i årsvärdena för koppar till att vi får stora variationer i trendskattningarna vid olika tidpunkter för skattningen. Dataserien har höga tal för variansen, vilket i sin tur leder till att ingen av de trender som skattats ens är i närheten av signifikans. Vi har tidigare framfört att detta skall tolkas som att någon trendkoefficient inte skall användas.

Med den metod som vi förespråkar får man en stabil skattning. Med den metod KI förespråkar får man skattade trender som år från år ger mycket stora avvikelser från varandra. Vi visar i Appendix 2 att man bör ta hänsyn till om trendparametern är signifikant eller ej.



Figur 1. Skattning av EEF 5 med KI:s och vår metod

Problemet med att trendskattningarna med RW metoden ger ett mycket starkt beroende av slut-tidpunkten i dataserien, återfinns även när driftfaktorn är signifikant. I detta fall är dock variationerna i dataserien och därmed beroendet av slutpunkten mindre. Detta illustreras i figur 2 som visar KI:s skattning av EEF 2.



Figur 2. Skattning av EEF 2 med KI:s metod

Den blå linjen representerar den historiska dataserien för åren 1950 till 2011 för EEF 2. De övriga linjerna representerar RW-skattningar för trendlinjen med olika slutår för dataserien. Som framgår av diagrammet blir skillnaderna betydande även när slutåren väljs inom ett så snävt spann som fyra år. Skillnaderna förstärks givetvis av den exponentiella specifikationen. Men även med en linjär specifikation blir skillnaderna betydande. Detta är ett skäl till att vi för EEF 2 har valt att gå in med en särskild bedömning av den framtida utvecklingen.

Figuren illustrerar också att det är vanskligt att behöva tillgripa RW-skattningar. Med utgångspunkt i genomförda statistiska test har vi i alla fall utom tre kunnat använda oss av mera stabila metoder. Av de tre är EEF 2 den ena där vi använt oss av särskilda bedömningar i uppskattningen av den prognosticerade trendlinjen. De andra är EEF 3 och EEF 4.

KI har genomgående använt sig av RW-skattningar och har deklarerat att man inte ser några nackdelar med denna modellspecifikation i jämförelse med modeller baserade på trendstationaritet. Vi delar inte denna uppfattning.

KI:s skattning av EEF 1

När det gäller EEF 1 ger KI:s skattningar prognosen för år 2070 indexvärdet 163,0 medan vår skattning ger värdet 132,5. Skillnaden beror på att KI har använt en RW modell med exponentiell driftfaktor, medan vi har skattat en linjär trend med utgångspunkt i en trendstationär modell. Kostnadskonsekvensen av denna skillnad är i storleksordningen 2,9 miljarder.

Vi har tidigare påpekat att om man som KI gör en exponentiell modellering av trenden, skall trendstationär modell på transformerade data användas. Gör man detta blir prognosen 146,6 för år 2070. Detta värde medför att skillnaden minskar till cirka 1,4 miljarder. Detta har kommunicerats till KI som har bekräftat misstaget.

Därtill kommer, som vi visat tidigare att en linjär specifikation av trenden skall användas. Med hänsyn taget till detta blir den sammantagna kostnadskonsekvensen av KI:s antaganden på denna punkt, som ovan nämnts, 2,9 miljarder.

KI:s skattning av EEF 3, 5, 6 och 7

Vi har tidigare visat att KI har använt en felaktig statistisk metodik vid skattning av rubricerade EEF:er. Vi har visat att de historiska serierna för dessa variabler är stationära och att trendparametrarna ej är signifikanta. Därmed skall dessa variabler modelleras utan trend. KI håller fast vid sin ståndpunkt och hävdar att det är riktigt att i detta sammanhang använda sig av icke signifikanta parameterskattningar.

KI skriver sålunda ” KI har inte använt sig av ”felaktig statistisk metodik” när man bygger prognoserna på ej statistiskt signifikanta parameterskattningar. Detta är en felaktig tillämpning av statistiska resonemang som kan gälla i vissa vanliga situationer, men inte i detta fall. Om man försöker förklara en variabel Y med en exogen variabel X kan det vara ett rimligt kriterium att parametern framför X är statistiskt signifikant skild från noll för att modellen ska anses vara lämplig. Nu handlar det dock om den skattade konstanttermen som i KI:s modeller mäter den genomsnittliga historiska procentuella förändringen i Y, dvs. EEF:erna.”

Det är korrekt att tillväxttakten skattas som en konstant, men konstanten härrör i detta fall från en modell där den är en koefficient framför trendvariabeln (vilket i KI:s terminologi är en exogen variabel). Det är således viktigt att skilja på skattningsmodell och den modell som verkligen avses att studera. Att testa signifikansen hos tillväxtfaktorn (konstanten) i skattningsmodellen innebär att man

testar signifikansen hos trendvariabeln i den modell man de facto är intresserad av. Om trendparametern inte är signifikant skilt från noll bör trenden uteslutas från modellen.¹

KI har alltså valt att inte följa detta resonemang utan inkluderar en trend för EEF 3, 5, 6 och 7 trots att trendkoefficienten inte är signifikant. En teknisk utveckling av ovanstående resonemang återfinns i Appendix 2.

I avsnitten ovan har vi med utgångspunkt i skattningen av kopparpriserna illustrerat problemen med KI:s skattningsmetodik.

Övrigt

Källan till siffrorna i Tabell 1 i bilagan ”Bemötandet av KI:s kritik i statistiska frågor” är ett internt KI-dokument (skickat från Kristian Nilsson, biträdande prognosansvarig). Med ny data ändras SSR värdena marginellt, och alla våra tidigare slutsatser står fast.

Det stämmer att ett kommando tolkats felaktigt i det program (STATA) som användes. Rättelser är gjorda, och nytt material med ett nytt test har delgivits KI. Detta innebär att den tidigare kritiken som vi genom SKB delgett kvarstår, dvs. statistiska tester visar (fortfarande) att EEF 3, 5, 6 och 7 bör modelleras som en stationär modell och inte som en RW med drift.

¹ Vogelsang, T. J., ”Trend Function Hypothesis Testing in the Presence of Serial Correlation”, 1998 *Econometrica*)

Kommunikation med professor Dale W Jorgenson, Harvard University

Lars Bergman

2014-10-25

För att få en kvalificerad expertkommentar till vår diskussion med Konjunkturinstitutet om hur relativa priser på teoretiska och empiriska grunder kan förväntas utvecklas på lång sikt har jag tagit kontakt med professor Dale W Jorgenson vid Harvard University. Professor Jorgenson är en internationellt ledande ekonom och ekonometriker och sannolikt den främste när det gäller utveckling och tillämpning av dynamiska s.k. allmänna jämviktsmodeller.

I det följande sammanfattas de väsentliga delarna av vår korrespondens. Det som utelämnats är i sin helhet relaterat till vår privata relation.

I mitt första mail till professor Jorgenson skrev jag:

“In Sweden the future costs for dismantling the nuclear power plants and the handling and storage of the spent nuclear fuel will be paid by a fund consisting of the accumulated revenues of a charge on electricity generated by nuclear power. Every third year the level of the charge is re-evaluated in the light of revised estimates of the total cost of the dismantling and fuel handling and storage project. Part of those estimates is a set of projections of the development of certain relative prices. The role of Ulf and me has been to make these relative price projections. The time horizon is around 70 years from now, but the bulk of the costs will appear less than 30 years from now. Yet it is really a matter of long term forecasting,

Ideally we would have liked to have a dynamic general equilibrium model, but unfortunately we do not have such a model. Instead we have made single-equation models using the best available time series econometrics (in the form of associate professor Rickard Sandberg at SSE) and data for the period 1950-2012. In other words we have let the data speak. We have compared an exponential and a linear model, and it turns out that for most of the relative prices in question the linear model appears to be the best.

However, the state agency Konjunkturinstitutet has criticized our work and maintains that on theoretical grounds relative prices always develop exponentially. That view is not supported by data for the period 1950-2012. I can understand that relative prices and other endogenous variables develops exponentially if all exogenous variables do, but in the real world variables that are exogenous in a model do not necessarily develop at a constant exponential rate. Thus it is not surprising that some relative prices develop in a linear fashion.

I would appreciate any comment you may have on this issue, as well as any reference to relevant literature.”

Professor Jorgenson svarade då:

“It seems to me that the choice of a model for projections of relative prices is an empirical matter and cannot be determined on theoretical grounds. You have sufficient long-term data to make an empirical determination of the model that is most appropriate. Since you compared exponential with linear models empirically, it is impossible to support the criticism of your work by the Konjunkturinstitutet. I am sure that Richard Sandberg has advised you on the best econometric methodology for this purpose, so that I have nothing to add on this point.”

För att följa upp detta skrev jag då:

“I am coming back to the issue about the development of relative prices. More precisely, looking at a long-term projection with a “Jorgenson” dynamic general equilibrium model how do relative prices typically develop over time; exponentially or linearly? My guess would be that if all exogenous variables develop exponentially relative prices would also develop exponentially (in line with the Pissarides model that Konjunkturinstitutet is referring to). If that is so I guess that what we have observed is that variables that are exogenous in most models do not develop exponentially. Do you have views on this?”

Professor Jorgenson svarade då:

“Many thanks for your message. I hope that I have sent you a copy of my book, Double Dividend [.....]. Chapter 6 gives our Base Projections for 2010-2035 and 2035-2085. I think it would be difficult to extract a simple answer to your question.

The Pissarides model , if there is only one, focuses on the labor market. I do not see how this is relevant to your projections. “

Den bok som professor Jorgenson refererar till är Jorgenson, D.W, R.J. Goettle, M.S. Ho och P.J. Wilcoxon, ”Double Dividend. Environmental Taxes and Fiscal Reform in the United States” MIT Press 2013. De ”Base Projections” som han hänvisar till i bokens kapitel 6 innehåller bl.a. projektioner av utvecklingen för relativpriser för ekonomins samtliga aggregerade varugrupper (35 st.). Som vanligt är presenteras resultaten i termer av relativa förändringstakter under olika delperioder. Vid en närmare granskning av resultaten för de olika delperioderna finner man ut utvecklingstakten skiljer sig markant mellan olika delperioder.

Med andra ord finns det i dessa resultat, som tar hänsyn till det ömsesidiga beroendet mellan ekonomins alla faktor- och produktmarknader, inget som stöder påståendet att relativa priser utvecklas exponentiellt i en jämn takt. Med andra ord är valet mellan en linjär och en exponentiell modell av ett enskilt relativpris’ utveckling en empirisk fråga. Det är just så som Ulf Jakobsson, Rickard Sandberg och jag har närmat oss frågan om att bygga (enekvations-) modeller för de *EEF* som ingår i beräkningen av ”avvecklingsprojektets” kostnader.

Appendix 2 – Signifikans trend parameter och beräkning av förväntade kostnader

Rickard Sandberg

Den ”strukturmodell” för serie i nivå som studeras är

$$Y_t = a + bt + u_t, \quad u_t = pu_{t-1} + \epsilon_t,$$

där a är ett intercept, b är en trendparameter, och p är autoregressiv koefficient, u_t är en dynamisk modell av första ordningen, och ϵ_t är en fel term. En RW med drift erhålles i strukturmodellen om $p = 1$, dvs. följande modell erhålls

$$Y_t = b + Y_{t-1} + \epsilon_t,$$

vilket resulterar i ”skattningsmodellen”

$$Y_t - Y_{t-1} = \Delta Y_t = b + \epsilon_t,$$

dvs. den modell som används för att skatta parametern b . Det blir tydligt att b (tillväxttakten) är ett intercept i ”skattningsmodellen” men en trendparameter i ”strukturmodellen”. Det blir också tydligt att ”skattningsmodellen” är en modell i förstadifferenser (ΔY_t) medan den modell som är av intresse ges i nivå (Y_t).

KI skriver också på sid 2 att ”*Kärnavfallsavgiften ska dock beräknas på väntevärdet av kostnaderna (EEF:erna) utan hänsyn till osäkerheten*”

I detta fall kan det visas att väntevärdet ges av

$$EY_t = a + bt,$$

dvs. den förväntade kostnaden ökar över tid. Problemet är dock (fortfarande) att det inte går att förkasta hypotesen att b är lika med noll och därmed finns det stöd för att den förväntade kostnaden för EEF 3, 5, 6 och 7 skall beräknas utifrån

$$EY_t = a,$$

dvs. den förväntade kostnaden är konstant över tiden.