

Strålsäkerhetsmyndigheten
171 76 Stockholm

Svar på SSM:s begäran om komplettering daterad 2017-02-01

Nedan ges de kompletterande uppgifter som SSM efterfrågat i brev daterat 1 februari 2017 (SSM2016-5513-6) och e-post-meddelande från Annika Åström den 7 februari 2017.

Dessutom bifogas följande filer:

1. *gul Variationer 40+ summa och ref*
2. *gul Variationer 50+ del 1*
3. *gul Variationer 50+ del 2*
4. *gul Variationer 50+ summa och ref*

1. *Elproduktion per reaktor för 2016 i TWh*

F1: 8,214

F2: 7,363

F3: 8,440

O1: 3,367

O2: -

O3: 10,265

R1: 6,508

R2: 0,700

R3: 7,419

R4: 8,312

2. *Excelfiler med de tabeller som visar sammanställning av samtliga variationers kostnadsutfall (Flik 6, del 3, blad 1 och 2) för Kalkyl 40 samt Kalkyl 50.*

Se bifogad excelfil "6-3 -Variationernas kostnadsutfall- kalkyl 40 & 50".

3. *Redovisning av hur effekten av EEF-trenderna påverkar uppräknigen av kalkyl 40 och kalkyl 50 till kalkyl 40 real och kalkyl 50 real.*

Generellt antas att kalkylerna baseras på det reala kostnadsläge som gällde då kalkylen gjordes samt att detta återspeglas i de historiska dataserierna för EEF:erna. Antagandet är starkt förenklat bland annat på grund av aggregeringen i ett begränsat antal EEF:er.

Undantag från detta generella antagande är använda priser för koppar och växelkurser. Här utgår vi inte från det pris/den kurs som utfallsdata i dataserien visar för kalkylåret utan från de värden som använts i kalkylerna. Använda priser och valutakurser redovisas nedan och hur detta påverkar justeringen till "i dag".

För EEF 5, EEF 6 och EEF 8 har vi valt att skriva upp kalkylerna till den reala prisnivå som prognostiserats för 2030. Anledningen är att huvuddelen (99 %) av kostnaderna som hänförs till dessa EEF:er faller ut 2030 och därefter. Förfarandet har ingen påverkan på den slutliga kostnaden i kalkyl 40 real. Fördelen är att kalkylen med justering till ”i dag” inte beror av aktuella koppar- och bentonitpriser i SEK, dessa kan variera starkt från år till år men har begränsad betydelse då kostnaderna inte utfaller i närtid.

Kalkylobjekt 9

Kopparpris:

Använt värde i kalkylen: 8 069 USD/ton

Värde 2013 enligt utfallsdata för EEF 5: 7 490 USD/ton

Valutakurs:

Använt värde i kalkylen: 6,49 SEK/USD

Värde 2013 enligt utfallsdata för EEF 8: 6,51 SEK/USD

Justering för använd växelkurs och kopparpris i kalkylen

Det index som fås enligt metoden för justering med EEF till ”i dag” ska därmed multipliceras med faktorn $7\,490/8\,069 * 6,51/6,49 = 0,932$.

Kalkylobjekt 18 och 20

Bentonitpris:

Bentonitpriset som använts i kalkylen är i prisnivå 2005 medan kalkylen i övrigt är i prisnivå 2008. Detta framgick tyvärr inte av den excelfil ”*Flik 5 - EEF - kostnadsfördelning – 170109*” som tillsänts SSM 9 januari 2017. Vi bifogar en uppdaterad fil.

Kalkylen omfattar en bättre bentonitkvalitet än den som finns i underlaget för utfallsdata för EEF 6. Det är därför svårt att uttala sig om priset i kalkylen skiljer sig mot utfallsdata. Vi har därför antagit att de reala prisnivåerna i kalkylen och i utfallsdata stämmer överens, men utgår från värdet 2005 istället för 2008.

Valutakurs:

Kalkylen baserades på ett bentonitpris i Euro. Kursen som användes för att räkna om priset till svenska kronor var 11 SEK/EUR. Medelkurs under 2005 enligt ECB¹: 1,244 EUR/USD. Kalkylens växelkurs motsvaras då av $11/1,244 = 8,842$ SEK/USD.

Växelkursen enligt utfallsdata för EEF 8 år 2005 är 7,478 SEK/USD.

Justering för använd växelkurs i kalkylen

Det index som fås enligt metoden för justering med EEF till ”i dag” ska därmed multipliceras med faktorn $7,478/8,842 = 0,846$.

- 4. SSM förstår det som att EEF-indelningen antas vara konstant över tiden, d v s att varje kalkylobjekts EEF-indelning i procentuella termer antas vara densamma över hela perioden 2018-2074.**

Stämmer, EEF-indelningen antas förenklat vara konstant över hela kalkylperioden.

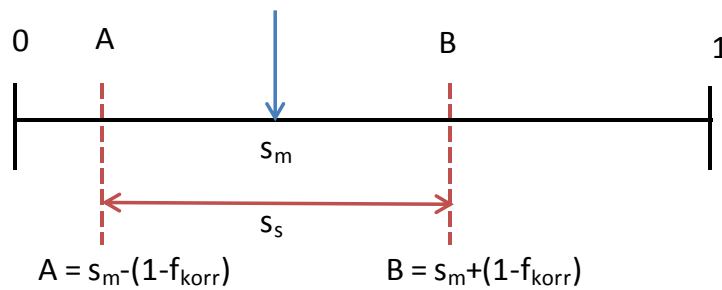
¹https://www.ecb.europa.eu/stats/policy_and_exchange_rates/euro_reference_exchange_rates/html/eurofxref-graph-usd.en.html

5. En metodbeskrivning av hur korrelationer tekniskt modelleras i monte carlo-simuleringen

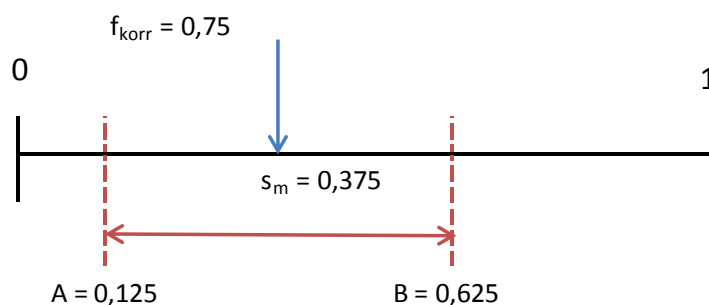
Simuleringsmodellen kan hantera specifika beroenden mellan två generella variationer. Slumptalet för den beroende variationen (slave) beror då av slumptalet för den styrande variationen (master). Graden av beroende styrs av den angivna korrelationsfaktorn som kan ligga mellan -1,0 och 1,0. Vid en korrelationsfaktor på 1,0 eller -1,0 är beroendet 100 %-igt. För 1,0 används alltså samma slumpantal för de båda kopplade variationerna. Värdet -1,0 ger ett 100 %-igt omvänt beroende.

Figur 1 nedan illustrerar hur korrelationen modelleras för positiva korrelationsfaktorer. Utfallsrummet för masterns slumptal (s_m) ligger mellan 0 och 1 medan utfallsrummet för slavens slumptal (s_s) ligger mellan A och B. Hur A och B beräknas framgår av figuren, där f_{korr} avser korrelationsfaktorn. A och B måste naturligtvis ligga mellan 0 och 1. I det fall formeln för A ger ett negativt värde (dvs $s_m < 1 - f_{korr}$) sätts A=0. Motsvarande för B ger att vid ett värde över 1 (dvs $s_m > f_{korr}$) sätts B=1. Detta illustreras i figur 3.

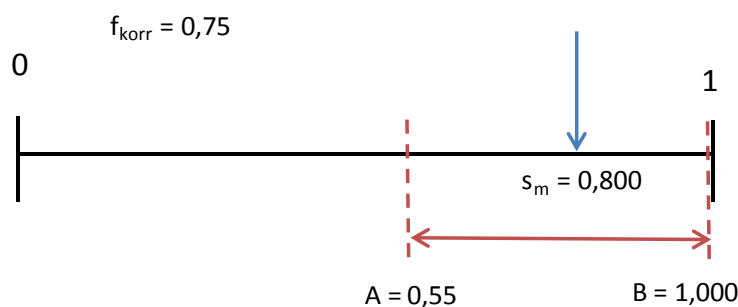
Vid en negativ korrelationsfaktor ”spegelvänds” utfallsrummet för slaven, se figur 4. Även här gäller naturligtvis att $A \geq 0$ och $B \leq 1$.



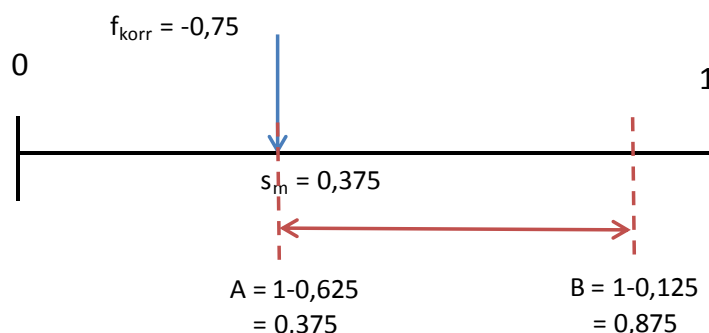
Figur 1 Princip för hur korrelationer mellan två variationer hanteras i simuleringsmodellen. s_m : masterns slumptal, s_s : slavens slumptal, f_{korr} : korrelationsfaktor, utfallsrummet för s_s ligger mellan A och B.



Figur 2 Exempel 1: positiv korrelationsfaktor



Figur 3 Exempel 2: positiv korrelationsfaktor där $s_m > f_{korr}$



Figur 4 Exempel 3: negativ korrelationsfaktor, i övrigt lika exempel 1

I simuleringsmodellen har korrelationer lagts in mellan variationerna för EEF enligt tabellen nedan. Detta ger en indirekt korrelation mellan EEF 1 och EEF 4 eftersom de båda är korrelerade mot EEF 2.

Master	Slave	Korrelationsfaktor
EEF 2 (var 105)	EEF 1 (var 104)	0,75
EEF 2 (var 105)	EEF 4 (var 107)	0,85

En analys av utfallsdata från simuleringen ger följande korrelationskoefficienter (har tagits fram med excels korrelationsfunktion).

		Korrelationskoefficient
EEF 2 (var 105)	EEF 1 (var 104)	0,84
EEF 2 (var 105)	EEF 4 (var 107)	0,93
EEF 1 (var 104)	EEF 4 (var 107)	0,80

6. Detaljerad output från ekonometrisk programvara för statistiska tester/modellsättning för EEF1-8

- Regressionsoutput för de skattade modellerna och
- Enhetsrotstesterna som genomförts

Se bifogade filer: *Output_EEF1_SSM_2017* till *Output_EEF8_SSM_2017*. I dessa outputs är referenser givna till Tabellerna A.3.3 – A.3.4.5 i appendixet i

rapporten ”Externa Ekonomiska Faktorer i Plan 2016” . Själva STATA filerna (Do-files) som kreerar resultaten är också bifogade – se bifogade filer: *DoFile_EEF1_SSM_2017* till *DoFile_EEF8_SSM_2017*. Slutligen, beräkningar av estimerade trendkomponenter ges i Bilaga 1 Beräkningar av trendkomponenter i STATA.

c) Redovisning av beräkning av konfidensintervallen och

d) Metod som ligger till grund för hur konfidensintervallen tagits fram; främst med avseende på om de ”standard errors” som används för beräkning av konfidensintervallen tar hänsyn till osäkerhet i estimerade parametrar eller ej.

Prognosintervallen beräknas med hjälp av STATA och kommandot MSE (Mean Square Error; se också bifogad STATA dokumentation gällande definitionen av MSE kommandot). I enklare fall, så som för första-ordningens dynamiska modeller, kan man analytiskt återge uttrycket för prognosen samt prognosintervallet vilket också gjorts i rapporten ”Externa Ekonomiska Faktorer i Plan 2016” på sida 37 (appendix). Vidare, på denna sida har det gjorts en anmärkning gällande att framtagna prognosintervall är approximativa vilket då skall tolkas som att osäkerheten i parameterskattningarna ej tagits hänsyn till.

e) Metodbeskrivning och redovisning av beräkningsunderlag för skattning av korrelationskoefficienter mellan EEF1 och EEF2 (0,75) samt EEF2 och EEF4 (0,85) som SKB använder i osäkerhetsanalysen. Vidare önskas en komplett korrelationsmatris med korrelationskoefficienter mellan samtliga EEF.

Korrelationsmatris för samtliga EEF:er utan hänsyn till trend återfinns i bifogad fil *Korrelationer_SSM_2017*.

Överväganden avseende korrelation mellan olika EEF redovisas i bilaga 2.

Med vänlig hälsning

Svensk Kärnbränslehantering AB
Avdelning Finans- och affärsstöd

Per-Arne Holmberg
Projektledare Plan 2016

Beräkningar av trendkomponenter i STATA

Den dynamiska modellen LinD som definierats på sid 31 i rapporten ”*Externa Ekonomiska Faktorer i Plan 2016*” kan också (ekvivalent) specificeras enligt

$$Y_t = a + bt + u_t$$

$$u_t = \theta_1 u_{t-1} + \theta_2 u_{t-2} + \theta_3 u_{t-3} + \theta_4 u_{t-4} + \varepsilon_t$$

vilket är den specifikation som estimeras i STATA. Analogt resonemang gäller för den dynamiska ExpD modellen (också definierad på sid 31) där Y_t ersätts med X_t i ovan specifikation. Vidare, för att erhålla de estimerade intercepten (α) och trendkomponenterna (β) som angivits i Tabell A.3.5 (sid 36) utifrån de estimerade a (betecknat `_cons` i STATA outputen) och b (betecknat `time` i STATA outputen) värdena som rapporteras i STATA outputen noteras följande:

EEF1 (p=2):

$a = -1064,511$, $b = 0,58086$, $\theta_1 = 1,16118$ och $\theta_2 = -0,40834$, vilket medför:

$$\alpha = a * (1 - \theta_1 - \theta_2) + b * (\theta_1 + 2\theta_2) = \mathbf{-262,90965}$$

$$\beta = b * (1 - \theta_1 - \theta_2) = \mathbf{0,14357}$$

EEF2 (p=2):

$a = -579,4283$, $b = 0,33937$, $\theta_1 = 1,03767$ och $\theta_2 = -0,24164$, vilket medför:

$$\alpha = a * (1 - \theta_1 - \theta_2) + b * (\theta_1 + 2\theta_2) = \mathbf{-117,99362}$$

$$\beta = b * (1 - \theta_1 - \theta_2) = \mathbf{0,06922}$$

EEF3 (p=1):

$a = 14,0761$, $b = -0,00474$ och $\theta_1 = 0,92206$, vilket medför:

$$\alpha = a * (1 - \theta_1) + b * \theta_1 = \mathbf{1,09266}$$

$$\beta = b * (1 - \theta_1) = \mathbf{-0,00037}$$

EEF4 (p=2):

$a = -6,59690$, $b = 0,00556$, $\theta_1 = 1,45486$ och $\theta_2 = -0,54130$, vilket medför:

$$\alpha = a * (1 - \theta_1 - \theta_2) + b * (\theta_1 + 2\theta_2) = \mathbf{-0,56816}$$

$$\beta = b * (1 - \theta_1 - \theta_2) = \mathbf{0,00048}$$

EEF5 (p=1):

$a = 65,97913$ och $\theta_1 = 0,83606$, vilket medför:

$$\alpha = a * (1 - \theta_1) = \mathbf{10,81667}$$

EEF6 (p=1):

$a = 209,5123$ och $\theta_1 = 0,95496$, vilket medför:

$$\alpha = a * (1 - \theta_1) = \mathbf{9,43562}$$

EEF7 (p=1):

$a = 104,4127$ och $\theta_1 = 0,84136$, vilket medför:

$$\alpha = a * (1 - \theta_1) = \mathbf{16,56355}$$

EEF8 (p=3):

$a = 106,5095$, $\theta_1 = 1,33419$, $\theta_2 = -0,61075$ och $\theta_3 = 0,16122$, vilket medför:

$$\alpha = a * (1 - \theta_1 - \theta_2 - \theta_3) = \mathbf{12,28530}$$

Lars Bergman
Runar Brännlund
Rickard Sandberg
2017-02-14

Angående korrelation mellan olika EEF

I vår rapport ”Externa Ekonomiska Faktorer i Plan 2016” redovisas prognoser för åtta s.k. externa ekonomiska faktorer, EEF, fram till 2070. Liksom i tidigare rapporter inför Plan 2010 och Plan 2013 är det följande EEF som studerats:

EEF 1: Reala arbetskraftskostnader per producerad enhet i tjänstesektorn.

EEF 2: Reala arbetskraftskostnader per producerad enhet i byggindustrin.

EEF 3: Reala maskinpriser.

EEF 4: Reala byggmaterialkostnader.

EEF 5: Realt pris i USD på koppar.

EEF 6: Realt pris i USD på bentonit.

EEF 7: Realt energiprisindex justerat för effektivitet i energianvändningen.

EEF 8: Real växelkurs SEK/USD.

Det finns en kvalitativ skillnad mellan dessa EEF i den meningen att *EEF 1 – EEF 4* avser aggregat av olika varor och tjänster, medan *EEF 5 – EEF 7* avser enskilda produkter. Vidare avser *EEF 8* en finansiell storhet.

Av olika skäl kan utvecklingen för var och en av dessa EEF vara korrelerad med utvecklingen för en eller flera av de andra. Detta kan bero på tillfälligheter och därför sakna betydelse för valet av prognosmodell och användning av de framtagna prognoserna. Men det kan också bero på att utvecklingen för två eller fler EEF drivs av gemensamma faktorer och därmed inte kan betraktas som helt separata variabler.

EEF 5 – EEF 8 är priser som bestäms på internationella marknader och den korrelation som kan finnas mellan deras respektive utveckling kan bero på tillfälligheter och bör inte tolkas som att EEF:erna i fråga är något annat än helt separata variabler. När det gäller de aggregerade variablerna *EEF 1 – EEF 4* är dock situationen en annan. Eventuell korrelation kan bero på att det finns

gemensamma underliggande variabler. I ett seminarium i september 2015 om EEF-prognoser och prognosmetodik framfördes synpunkten att utvecklingen för *EEF 2* och *EEF 4* delvis drivs av en gemensam lönevariabel och därför inte är separata variabler. Samma problem skulle kunna gälla för *EEF 1* i förhållande till *EEF 2* och *EEF 4*. Däremot bedöms denna lönevariabel inte påverka utvecklingen för *EEF 3*. Frågan om huruvida eventuella korrelationer skall påverka valet av prognosmodell bedömdes alltså bara gälla *EEF 1*, *EEF 2* och *EEF 4*.

I arbetet med ovan nämnda rapport undersöktes därför om prognosekvationerna för *EEF 2* och *EEF 4* borde skattas med hjälp av en två-ekvationsmodell i stället för den typ av en-ekvationsmodell som användes för övriga EEF. På motsvarande sätt undersöktes om prognosekvationerna för *EEF 1*, *EEF 2* och *EEF 4* borde skattas inom ramen för en tre-ekvationsmodell. Valet av slutlig modell styrdes av statistiska kriterier. Slutsatsen blev att ansatsen med en-ekvationsmodell användes för samtliga EEF. Detta hindrar dock inte att det kan vara motiverat att beakta korrelationen mellan *EEF 1*, *EEF 2* och *EEF 4* i andra sammanhang, t.ex. i den s.k. osäkerhetsanalysen.