# Modellskattningar

Modeller med bäst anpassning ger inte alltid de bästa prognoserna. Grundantaganden, till exempel vilka modeller som testas, påverkar i viss grad prognosutfallet.

Modellerna har i många fall valts utifrån bästa modellanpassning, det vill säga hur bra modellen är anpassad till det kända datamaterialet. Andra faktorer som ofta beaktas är den så kallade residualdiagnostiken.

I vissa fall innehåller tidsserierna så kallade extremvärden (outliers), det vill säga värden som avviker extremt mycket från ett medelvärde eller en trend. I de fall extremvärdena inte bedöms återkomma i framtiden har de justerats. Nedan beskrivs och motiveras outlierhanteringen.

# Rikspolisstyrelsen

För kategorin *Narkotikabrott* bedöms inte de modeller som har en bättre statistisk anpassning ge en trovärdig prognos över utflödet. Därför sätts värdena i prognosen till 2013 års värde.

För kategorin *tillgrepp i butik* har hänsyn tagits till att en okänd mängd ärenden försvunnit till brottskategorin *Tillgreppsbrott (exkl. i butik)* i och med införandet av nya brottskoder gällande stöld av drivmedel. Vissa sådana stölder har tidigare registrerats som tillgrepp i butik (framför allt när det rört så kallad smitningstankning vid bensinmack). Därför har ingen statistisk modell tillämpats.

För utflödesprognoserna gällande *Våldsbrott, Skadegörelsebrott, Trafikbrott* och *Övriga BrB–brott* har redovisningsandelen (andelen ärenden redovisade till åklagare av inkomna ärenden) applicerats på prognoserna över inflödet för att få fram prognoserna över utflödet.

## Prognosmodeller över Polisens inflöde

#### För att ta fram prognos över inkomna våldsbrottsärenden har 2 olika modeller kombinerats.

***Tabell 1. Modell över kategorin Våldsbrott (2000–2013)***

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| Parameter | Koefficient | p–värde |
| Intercept | 89 893 | < 0,001 |
| Tid | 3 618 | < 0,001 |
| $R^{2} $= 0,83 | Durbin–Watson = 0,43 |  |

#### Ovanstående är en linjär modell som kombinerats med modellen i tabellen nedan.

***Tabell 2. Modell över kategorin Våldsbrott (2000–2013)***

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| Parameter | Koefficient | p–värde |
| Alpha | 0,900 | 0,101 |
| Gamma | 1,000 | 0,421 |
|  $R^{2} $= 0,97 |   |   |

#### Ovanstående är en modell med exponentiell utjämning (Holts modell).

#### Holts modell tar fasta på den nedåtgående trenden under de senaste åren medan den linjära i stor utsträckning påverkas av den uppåtgående trenden historiskt. Modellerna har kombinerats så att Holts modell får större inverkan tidigare i prognosperioden (75 % 2014, 70 % 2015, 65 % 2016 och 60 % 2017).

***Tabell 3. Modell över kategorin Övriga brott mot person (2000–2013)***

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| Parameter | Koefficient | p–värde |
| Intercept | 23 043 | < 0,001 |
| Tid | 4 202 | < 0,001 |
|  $R^{2} $= 0,98 | Durbin–Watson = 0,45 |   |

Ovanstående modell är en linjär modell.

***Tabell 4. Modell över kategorin Skadegörelsebrott (2007–2013)***

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| Parameter | Koefficient | p–värde |
| Intercept | 186 070 | < 0,001 |
| Tid | – 7 823 | 0,024 |
|  $R^{2} $= 0,67 | Durbin–Watson = 2,2 |   |

Ovanstående modell är en linjär modell som anpassats på data för perioden 2007–2013, som är en del av totala datamaterialet (2000–2013).

***Tabell 5. Modell över kategorin Tillgreppsbrott exkl. i butik (2000–2013)***

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| Parameter | Koefficient | p–värde |
| Intercept | 663 665 | < 0,001 |
| Tid, logaritmerad | – 82 723 | < 0,001 |
|  $R^{2 } $= 0,87 | Durbin–Watson = 0,66 |   |

Ovanstående modell är en logaritmisk modell.

***Tabell 6. Modell över kategorin Narkotikabrott (2000–2013)***

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| Parameter | Koefficient | p–värde |
| Intercept | 14 425 | 0,001 |
| Tid, logaritmerad | 15 311 | < 0,001 |
|  $R^{2} $= 0,88 | Durbin–Watson = 0,7 |   |

Ovanstående modell är en logaritmisk modell.

***Tabell 7. Modell över kategorin Trafikbrott (2004–2013)***

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| Parameter | Koefficient | p–värde |
| Intercept | 167 417 | < 0,001 |
| Tid | – 5 157 | < 0,001 |
|  $R^{2 } $= 0,96 | Durbin–Watson = 1,13 |  |

Ovanstående modell är en linjär modell. All tillgänglig statistik har använts (2004–2013).

För att prognosticera *tillgrepp i butik* har prognosvärdet för 2014 satts till 2013 års värde subtraherat med beloppet som motsvarar den genomsnittliga procentuella nedgången under 2011 och 2012. Samma princip har använts för resten av prognosperioden vilket innebär att föregående års prognosticerade värde subtraheras med den genomsnittliga minskningen under 2011 och 2012.

***Tabell 8. Modell över kategorin Bedrägeribrott m.m. (2004–2013)***

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| Parameter | Koefficient | p–värde |
| Intercept | 22 767 |  0,002 |
| Tid | 11 482 | < 0,001 |
|  $R^{2} $= 0,96 | Durbin–Watson = 1,47 |  |

Ovanstående modell är en linjär modell som anpassats på data för perioden 2004–2013, som är en del av totala datamaterialet (2000–2013).

***Tabell 9. Modell över kategorin Övriga BrB–brott (2000–2013)***

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| Parameter | Koefficient | p–värde |
| Intercept | 25 788 | < 0,001 |
| Tid | 1 311 | < 0,001 |
|  $R^{2} $= 0,94 | Durbin–Watson = 0,81 |   |

Ovanstående modell är en linjär modell.

***Tabell 10. Modell över kategorin Övriga specialrättsliga brott (2010–2013)***

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| Parameter | Koefficient | p–värde |
| Intercept | 29 019 | < 0,001 |
| Tid | – 1 249 | 0,031 |
|  $R^{2} $= 0,94 | Durbin–Watson = 2,25 |   |

Ovanstående modell är en linjär modell som anpassats på data för perioden 2010–2013, som är en del av totala datamaterialet (2000–2013).

## Prognosmodeller över Polisens utflöde

***Tabell 11. Modell över kategorin Våldsbrott (2000–2013)***

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| Parameter | Koefficient | p–värde |
| Intercept | 0,268 | < 0,001 |
| Inkomna våldsbrottsärenden | – 0,005 | < 0,001 |
|  $R^{2} $= 0,862 | Durbin–Watson = 1,07 |   |

Ovanstående modell är en linjär modell. Modellen avser dock redovisningsandelen, dvs. andel ärenden redovisade till åklagare av inkomna ärenden. Denna modell har använts tillsammans med prognosen över inflödet (se tabell 1) för att få fram en prognos över utflödet. Detta har gjorts för att det finns en minskande trend i andelen redovisade ärenden till åklagare och denna minskning förväntas fortsätta.

***Tabell 12. Modell över kategorin Övriga brott mot person (2000–2013)***

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| Parameter | Koefficient | p–värde |
| Intercept | 3 929 | < 0,001 |
| Tid | 477 |  0,001 |
|  $R^{2} $= 0,62 | Durbin–Watson = 1,69 |   |

Ovanstående modell är en logaritmisk modell.

#### För att prognosticera utflödet av skadegörelsebrott har kategorins redovisningsandel 2013 använts tillsammans med prognosen för inflödet (se tabell 4).

***Tabell 13. Modell över kategorin Tillgreppsbrott exkl. i butik (2000–2013)***

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| Parameter | Koefficient | p–värde |
| Intercept | 20 751 | < 0,001 |
| Tid | – 601 | < 0,001 |
|  $R^{2 } $= 0,94 | Durbin–Watson = 1,1 |   |

Ovanstående modell är en linjär modell.

För utflödet av narkotikabrott har en konstant modell använts, vilket innebär att årets värde sätts till föregående års värde. Förklaringsgraden ($R^{2}) är 0,44.$

För att få fram prognosen för utflödet av *trafikbrott* har redovisningsandelen för 2013 använts tillsammans med prognosen för inflödet (se tabell 7).

För utflödet av *tillgrepp i butik* har ingen statistisk modell applicerats. Här har prognosvärdet för 2014 satts till 2013 års värde subtraherat med beloppet som motsvarar den genomsnittliga procentuella nedgången 2011 och 2012. Samma princip har använts för resten av prognosperioden vilket innebär att föregående års prognosticerade värde subtraheras med den genomsnittliga minskningen under 2011 och 2012.

***Tabell 14. Modell över kategorin Bedrägeribrott etc. (2000–2013)***

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| Parameter | Koefficient | p–värde |
| Intercept | 4 230 | < 0,001 |
| Tid |  698 | < 0,001 |
|  $R^{2} $= 0,82 | Durbin–Watson = 0,95 |  |

Ovanstående modell är en linjär modell.

***Tabell 15. Modell över kategorin Övriga BrB–brott (2000–2013)***

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| Parameter | Koefficient | p–värde |
| Intercept | 4 230 | < 0,001 |
| Tid |  698 | < 0,001 |
|  $R^{2} $= 0,82 | Durbin–Watson = 0,95 |  |

Ovanstående modell är en linjär modell. Modellen avser dock redovisningsandelen, dvs. andel ärenden redovisade till åklagare av inkomna ärenden. Denna modell har använts tillsammans med prognosen över inflödet (se tabell 10) för att få fram en prognos över utflödet. Detta har gjorts för att det finns en minskande trend i andelen redovisade ärenden till åklagare och denna minskning förväntas fortsätta.

***Tabell 16. Modell över kategorin Övriga specialrättsliga brott (2009–2013)***

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| Parameter | Koefficient | p–värde |
| Intercept | 11 260 |  0,001 |
| Tid | – 579 | 0,075 |
|  $R^{2} $= 0,71 | Durbin–Watson = 1,7 |   |

Ovanstående modell är en linjär modell som anpassats på data för perioden 2009–2013, som är en del av totala datamaterialet (2000–2013).

# Åklagarmyndigheten

Åklagarmyndighetens prognoser baseras på en beräkningsmodell där det framtida in- och utflödet av brottsmisstankar uppskattas. Nedan redovisas de bearbetningssteg som ingår i modellen.

**Steg 1.** Inflödet av brottsmisstankar från Polisen beräknas med underlag från Polisens prognos avseende antal ärenden redovisade till åklagare. Ett utgående ärende hos Polisen motsvarar i genomsnitt 2,6 inkomna brottsmisstankar hos Åklagarmyndigheten. Denna kvot varierar dock mellan olika brottskategorier. De relationskvoter (förhållandet mellan polisens ärenden och Åklagarmyndighetens brottsmisstankar) som ingår i beräkningsmodellen baseras på historiska relationskvoter per brottskategori. Trendframskrivning av historiska relationskvoter har använts för att prognostisera de framtida relationskvoterna.

**Steg 2.** Inflödet av brottsmisstankar från Skatteverket, Tullverket och ”Övriga” under åren 2008–2013 används som underlag för att prognostisera brottsmisstankeinflödet från dessa källor under prognosperioden 2014–2017. Trendframskrivning av historiska volymer, per brottskategori, använts för att prognostisera det framtida inflödet av brottsmisstankar. Av totalt antal inkomna brottsmisstankar till Åklagarmyndigheten svarar Polisen för cirka 98,5% (steg 1 ovan), Tullverket (1,0 %), Skatteverket (0,1 %) och Övriga (0,5 %).

**Steg 3.** Det prognostiserade inflödet av brottsmisstankar under åren 2014–2017, fördelas efter månad. Underlag för denna beräkning är det månadsfördelade brottsmisstankeinflödet under åren 2008–2013. Grundmaterialet är fördelat efter brottskategori. Denna beräkning baseras på antagandet att den framtida säsongsvariationen per brottskategori är densamma som variationen under perioden 2008–2013.

**Steg 4.** Andelen brottsmisstankar med åtalsbeslut av antalet inkomna brottsmisstankar, uppskattas med underlag från perioden 2008–2013. Denna andel varierar mellan brottskategorier (55 % Trafikbrott, 19 % Övriga brott mot person), men är relativt konstant över tid. Andelen brottsmisstankar med åtalsbeslut, relateras därefter till det prognostiserade månads– och brottskategoriuppdelade brottsmisstankeinflödet (utfallet från steg 3 ovan).

**Steg 5.** Genomströmningstiden fram till åtalsbeslut för brottsmisstankar med åtalsbeslut under åren 2012 och 2013, utför grunden för att prognostisera tidpunkten för det åtalsbeslut under åren 2014–2017. Utgångspunkten är en fördelning per månad och brottskategori.

**Steg 6.** Brottsmisstankar som vid årsskiftet 2013/2014 har inkommit men ännu inte erhållit beslut, ingår inte i beräkningsunderlaget ovan. Denna balansvolym kommer till viss del att generera åtalsbeslut. Andelen åtalsbeslut av denna mängd har uppskattats med underlag från historiska brottmisstankebalanser, fördelat per brottskategori.

**Steg 7.** Genomströmningstiden från balanstidpunkten till åtalsbeslutet, har används för att fastställa tidpunkten för åtalsbeslutet i prognosen. Detta avser den prognostiserade åtalstidpunkten för brottsmisstankar som ingick i balansen vid tidpunkten 2013/2014. Som underlag för denna beräkning har historisk balansinformation utnyttjats.

**Steg 8.** Prognosen avseende antalet brottsmisstankar med åtalsbeslut sammanställs genom en summering av åtalsbeslut som härstammar från det prognostiserade inflödet (steg 5 ovan) och antalet åtalsbeslut som härstammar från den initiala balansvolymen (steg 7 ovan). Denna beräkning sker per månad och brottskategori.

Rimlighetsbedömningar avseende beräkningsmodellen och dess antaganden har gjorts i samarbete med sakkunniga inom myndigheten. I prognosrapporten återfinns en visualisering av Åklagarmyndighetens beräkningsmodell.

# Ekobrottmyndigheten

Prognoser över *inkomna ärenden* görs med en ARIMA–modell som specificeras i tabellen nedan.

***Tabell 17. Modell över inkomna ekobrottsärenden (2008m1–2013m12)***

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| Parameter | Koefficient | Standardavvikelse |
| Intercept | 499,6 | 3,38 |
| AR(4) | – 0,301 | 0,114 |
| AR(10) | – 0,575 | 0,149 |
| AIC = 825,5 |  |  |

Prognoser över *ekobrottsmisstankar med åtalsbeslut* görs med en ARIMA–modell som specificeras i tabellen nedan. Modellen är underlag för prognos på 1 års sikt.

***Tabell 18. Modell över ekobrottsmisstankar med åtalsbeslut (2008m1–2013m12). Logaritmerade värden***

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| Parameter | Koefficient | Standardavvikelse |
| intercept | 6,511 | 0,053 |
| AIC = 92,3 |  |  |

I modellen ovan har 3 månadsvärden uppjusterats för att de anses vara engångsföreteelser som inte anses återkomma i framtiden. Värdet för maj 2013 har skattats om till 610, värdet för juni 2013 till 650 och värdet för juli till 400.

Nedanstående modell används för prognoser över ekobrottmisstankar med åtalsbeslut på 2-4 års sikt.

***Tabell 19. Linjär modell över ekobrottsmisstankar med åtalsbeslut (2008m1–2013m12)***

|  |  |
| --- | --- |
| Parameter | Koefficient |
| Intercept | 685 |
| Tid | 1,825 |
| $R^{2} $= 0,01 |  |

De faktiska värdena används i modellen, inga justerade värden. Modellen bygger på ett antagande om att det finns en uppåtgående trend om man bortser från 2012 då det fanns organisatoriska problem och 2013 då myndigheten tog över riksansvaret för ekobrotten.

# Domstolsverket

Följande modell används för statistisk prognos över *inkomna brottmål* på kort sikt.

***Tabell 20. Modell över Inkomna brottmål (2010m1–2012m12). Logaritmerade värden***

|  |  |
| --- | --- |
| Parameter | Koefficient |
| Gamma | 0,546 |
| a | 8,870 |
| b | – 0,002 |
| Additiv säsong, januari | 0,080 |
| Additiv säsong, februari | 0,013 |
| Additiv säsong, mars | 0,049 |
| Additiv säsong, april | 0,004 |
| Additiv säsong, maj | 0,074 |
| Additiv säsong, juni | – 0,052 |
| Additiv säsong, juli | – 0,200 |
| Additiv säsong, augusti | – 0,135 |
| Additiv säsong, september | – 0,161 |
| Additiv säsong, oktober | 0,134 |
| Additiv säsong, november | 0,013 |
| Additiv säsong, december | – 0,071 |

Ovanstående modell är en modell med exponentiell utjämning (Holt Winters modell med additiv säsong). Eftersom det skedde ett tidsseriebrott januari 2010 har modellen baserats få månadsdata från och med januari 2010. Out-of-sample test antyder också att en kortare tidsserie kan förbättra prognosprecisionen på kort sikt (1 år).

För prognoser på lång sikt (2-4 år) har nedstående modell använts.

***Tabell 21. Linjär modell över inkomna brottmål (2010m1–2013m12)***

|  |  |
| --- | --- |
| Parameter | Koefficient |
| Intercept | 7 888 |
| Tid | – 16,95 |

Även prognosen på lång sikt använder 2010 som startår och utgår från månadsdata.

Ingen av de statistiska modellerna används till slutgiltig prognos, utan de är justerade för relationen till tidigare led.

*Avgjorda brottmål* har ingen separat statistisk modell gjort utan man har satt en slutlig prognos utifrån att det historiskt sett har varit en 1:1 situation mellan inkomna och avgjorda brottmål samt att den framtida optimala balansen blir rimlig.

# Kriminalvården

Under 2011 började Kriminalvården utgå ifrån månadsdata från 1996 och framåt för att anpassa olika tidsseriemodeller. För de statistiska framskrivningarna har Kriminalvården förutom sedvanliga regressionsmodeller använt olika ARIMA-modeller och även kombinerat dessa metoder. Generellt sett gäller att ARIMA-modeller är bra när det handlar om att göra kortsiktiga prognoser (upp till ca två år) på stabila tidsserier. Efter att ha testat olika modeller och olika kombinationer av framskrivningar har Kriminalvården valt att använda en ARIMA-modell på 1-2 års sikt i kombination med en regressionsmodell på 3-4 års sikt för fängelsedömda.

För att jämföra olika modeller har förutom relevanta plottar också mått som bland annat MAPE samt AIC använts.

#### Prognosmodeller över inflödet till Kriminalvården

Prognosmodellerna är gjorda för de grupper som räknas till Kriminalvårdens inflöde. IÖV har anpassats efter antalet nyintagna i anstalt och antar 20 procent av de prognostiserade värdena för 2014-2017.

* Nyintagna
* Påbörjad intensivövervakning med elektronisk kontroll
* Påbörjad skyddstillsyn
* Påbörjad villkorlig dom med samhällstjänst

***Tabell 22. Modell för nyintagna (2004–2013).***

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| Parameter | Koefficient | p-värde |
| Intercept | 11 183 | < 0,001 |
| Tid | – 215,8 | < 0,001 |
|  MAPE (månad) = 1,79 |   $R^{2} $= 0,873 | Durbin-Watson = 2,33 |

Ovanstående modell är en linjär modell.

***Tabell 23. Modell för påbörjad skyddstillsyn (2009–2013).***

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| Parameter | Koefficient | p-värde |
| Intercept | 8 271 | < 0,001 |
| Tid | – 267,8 | 0,016 |
|  MAPE (månad) = 1,33 | $R^{2} $= 0,891 | Durbin-Watson = 1,61 |

Ovanstående modell är en linjär modell.

***Tabell 24. Modell över påbörjad villkorlig dom med samhällstjänst (2003m1–2013m12)***

|  |  |
| --- | --- |
| Parameter | Koefficient |
| Alpha | 0,293 |
| Gamma | 0,001 |
| Additiv säsong, januari | 0,149 |
| Additiv säsong, februari | 0,099 |
| Additiv säsong, mars | 0,112 |
| Additiv säsong, april | 0,167 |
| Additiv säsong, maj | 0,220 |
| Additiv säsong, juni | 0,044 |
| Additiv säsong, juli | – 0,477 |
| Additiv säsong, augusti | – 0,121 |
| Additiv säsong, september | 0,039 |
| Additiv säsong, oktober | 0,057 |
| Additiv säsong, november | 0,083 |
| Additiv säsong, december | – 0,373 |
| MAPE (månad) = 9,58 | MPE (månad) = -0,14 |

Ovanstående modell är en modell med exponentiell utjämning. Den beroende variabeln är logaritmerad.

## Prognosmodeller över medelantalet häktade

***Tabell 25. Modell över Häktade (1996m1–2013m12).***

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| Parameter | Koefficient | p-värde |
| MA(1) | 0,481 | < 0,001 |
| MA(2) | 0,193 |  0,006 |
| SMA (1) | 0,800 | < 0,001 |
|  MAPE (månad) = 3,53 | MPE (månad) = -0,10 | AIC = 1 655 |

Ovanstående modell är en ARIMA-modell.

## Prognosmodeller över medelantalet fängelsedömda

Prognoser över antalet fängelsedömda görs med två olika modeller uppdelade på kort respektive lång sikt.

***Tabell 26. Modell över Fängelsedömda (1996m1–2013m12).***

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| Parameter | Koefficient | p-värde |
| AR(1) | – 1,748 | < 0,001 |
| AR(2) | – 0,798 | < 0,001 |
| MA (1) | – 1,848 | < 0,001 |
| MA (2) | – 0,915 | < 0,001 |
| SMA (1) | 0,765 | < 0,001 |
|  MAPE (månad) = 1,22 | MPE (månad) = 0,11 | AIC = 1 730 |

Ovanstående modell är en ARIMA-modell för prognoser på *ett och två års sikt*.

***Tabell 27. Modell för Fängelsedömda (2004–2013). Används för prognos på 3-4 års sikt.***

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| Parameter | Koefficient | p-värde |
| Intercept | 5 414 | < 0,001 |
| Tid | – 101,4 | < 0,001 |
|  MAPE (månad) = 1,89 |   $R^{2} $= 0,866 | Durbin-Watson = 1,02 |

Ovanstående modell är en linjär modell för prognoser på *tre och fyra års sikt*.

## Prognosmodeller över medelantalet i olika frivårdspåföljder

***Tabell 28. Modell över Ren skyddstillsyn (1998m1–2013m12)***

|  |  |
| --- | --- |
| Parameter | Koefficient |
| Alpha | 0,999 |
| Beta | 0,201 |
| Phi | 0,807 |
| MAPE (månad) = 0,75 | MPE (månad) = -0,04 |

Ovanstående modell är en modell med exponentiell utjämning. En dämpad trendkomponent inkluderas men inga säsongsfaktorer.

***Tabell 29. Modell över Skyddstillsyn med kontraktsvård (1998m1–2013m12)***

|  |  |
| --- | --- |
| Parameter | Koefficient |
| Alpha | 0,875 |
| Beta | 0,049 |
| Gamma | 0,060 |
| Additiv säsong, januari | 0,002 |
| Additiv säsong, februari | 0,006 |
| Additiv säsong, mars | 0,003 |
| Additiv säsong, april | 0,011 |
| Additiv säsong, maj | 0,013 |
| Additiv säsong, juni | 0,016 |
| Additiv säsong, juli | 0,007 |
| Additiv säsong, augusti | – 0,007 |
| Additiv säsong, september | – 0,013 |
| Additiv säsong, oktober | – 0,021 |
| Additiv säsong, november | – 0,011 |
| Additiv säsong, december | – 0,007 |
| MAPE (månad) = 1,11 | MPE (månad) = -0,08 |

Ovanstående modell är en exponentiell modell där den beroende variabeln är logaritmerad.

***Tabell 30. Modell över Skyddstillsyn med samhällstjänst (1998m1–2013m12)***

|  |  |
| --- | --- |
| Parameter | Koefficient |
| Alpha | 0,999 |
| Beta | 0,060 |
| Phi | 0,973 |
| MAPE (månad) = 1,36 | MPE (månad) = 0,09 |

Ovanstående modell är en modell med exponentiell utjämning. En dämpad trendkomponent inkluderas men inga säsongsfaktorer.

***Tabell 31. Modell över Villkorligt frigivna (1998m1–2013m12)***

|  |  |
| --- | --- |
| Parameter | Koefficient |
| Alpha | 0,999 |
| Beta | 0,037 |
| Gamma | 0,001 |
| Additiv säsong, januari | – 16,5 |
| Additiv säsong, februari | – 7,4 |
| Additiv säsong, mars | – 12,6 |
| Additiv säsong, april | – 15,5 |
| Additiv säsong, maj | – 21,5 |
| Additiv säsong, juni | – 16,6 |
| Additiv säsong, juli | 7,6 |
| Additiv säsong, augusti | 38,7 |
| Additiv säsong, september | 37,8 |
| Additiv säsong, oktober | 25,5 |
| Additiv säsong, november | 3,2 |
| Additiv säsong, december | – 22,8 |
| MAPE (månad) = 0,63 | MPE (månad) = -0,08 |

Ovanstående modell är en exponentiell modell.

***Tabell 32. Modell över Villkorlig dom med samhällstjänst (2002m1–2013m12)***

|  |  |
| --- | --- |
| Parameter | Koefficient |
| Alpha | 0,999 |
| Gamma | 0,001 |
| Additiv säsong, januari | – 93,7 |
| Additiv säsong, februari | 24,1 |
| Additiv säsong, mars | 74,6 |
| Additiv säsong, april | 71,1 |
| Additiv säsong, maj | 116,0 |
| Additiv säsong, juni | 91,7 |
| Additiv säsong, juli | – 15,2 |
| Additiv säsong, augusti | – 129,4 |
| Additiv säsong, september | – 75,5 |
| Additiv säsong, oktober | – 48,7 |
| Additiv säsong, november | – 11,0 |
| Additiv säsong, december | – 3,9 |
| MAPE (månad) = 4,19 | MPE (månad) = – 0,15 |

Ovanstående modell är en modell med exponentiell utjämning.