

# Bayes reiknitækni

Helgi Tómasson

26. febrúar 2024

## Dæmi í kafla 12.5, example 12.1

- Ef notast er við conjugate-prior verður bayesísk uppfærsla upplýsinga einföld formúla.
- Fyrir normal líkan er conjugate-prior fyrir meðaltalið,  $\mu$ , normal dreifing.
- Fyrir normal líkan er conjugate-prior fyrir  $v = 1/\sigma^2$  gammadreifing.
- Í dæminu í kafla 12.5 er Gibbs-sampling notuð til að búa til Markov-keðju þar sem posterior-dreifingin er jafnvægisdreifing keðjunnar.
- Í praxís þarf heilmikla „diagnostics“ til að greina hvort keðjan hafi náð jafnvægi.

- Parameter-vectorinn er:

$$\theta' = [\beta \quad \phi_1 \quad \phi_2 \quad \sigma]$$

- Gibbs gengur út á að  $\beta|\phi_1, \phi_2, \sigma$  sé normal,  $\phi_1, \phi_2|\beta, \sigma$  sé normal (tvívítt) og rétt skalað  $1/\sigma^2|\beta, \phi_1, \phi_2$  sé  $\chi^2$ . Þ.e.  $\sigma^2$  sé inverse-gamma.
- Hnitar vektorsins eru uppfærðar hverju skrefi og þannig fæst runa sem dreifist eins og posterior dreifingin.
- Hef forritað dæmi 12.1, bls. 625-627, skipanir í `ch_12_reg_time_error_3A.r`, útkoma:

```

           [,1]      [,2]      [,3]      [,4]      [,5]
lina1 -0.0001960954  0.793514453  0.18388808 -0.03652154  0.070631890
lina2  0.0016568417  0.007886523  0.02142856  0.02074809  0.001014506

```

- Athugið að ég er með fasta í líkani, bók ekki. Ég sýni meðaltal af  $\sigma$ , bók sýnir meðaltal af  $\sigma^2$ .
- Keðjan er í breytu sem heitir gibbsurtak .

# Ný reiknitækni

- Í MCMC hermun þarf að sjúkdómsgreina útkomuna. Það er erfiðara að stilla Metropolis-Hastings rétt þannig að fólk hefur frekar viljað Gibbs.
- Á síðustu 10 árum hefur komið fram ný reiknitækni sem þykir hafa áhugaverða eiginleika, HMC (Hamiltonian-Monte-Carlo eða Hybrid-Monte-Carlo). Markov keðjurnar sem koma út úr slíkri hermun þykja hafa betri eiginleika (minni sjálffylgni ofl.) en eldir hermunaraðferðir.
- Reiknitækninni hefur verið pakkað í library sem er kallað stan. Stan er frekar „low-level“ þannig að það er erfitt að forrita í því. Til ýmsir gluggar sem miða að því að gera það liprara í notkun.
- Leysti dæmi í kafla 12 með stan.

- Parf stan skipanaskrá, m4. stan

```
data {
  int<lower=1> n;
  real x[n];
  real y[n];
}
parameters {
  real alpha;
  real <lower=0> sigma;
  real phi1;
  real phi2;
}
transformed parameters {
  real<lower=0> v;
  v=10*0.05/sigma^2;
}
model {
  alpha ~ normal(0,4);
  phi1 ~ normal(0,0.25);
  phi2 ~ normal(0,0.16);
  v ~ gamma(20,0.5);
  for (i in 3:n)
  y[i] ~ normal(alpha*x[i]+phi1*(y[i-1]-alpha*x[i-1])+phi2*(y[i-2]-alpha*x[i-2]),sigma);
```

- Stúktúrin er nokkrar skilgreiningablokkir.
- Síðan er kallað á þetta úr t.d. R.

- Nokkrar R-skipanir:

```
r1d=read.table("w-gs1yr.txt",header=T)
r1=r1d[,4]
r3d=read.table("w-gs3yr.txt",header=T)
r3=r3d[,4]
y=diff(r3)
x=diff(r1)
n=length(y)
library(rstan)
options(mc.cores = parallel::detectCores())
rstan_options(auto_write = TRUE)
model4=stan_model("m4.stan")
fit4=sampling(model4,list(n=n,y=y,x=x),iter=2000,chains=8)
```

# Stan-útkoma

```
tafla121lina1 <- c(mean(unlist(extract(fit4)[1])),mean(unlist(extract(fit4)[3])),mean(unlist(extract(fit4)[4])),
mean(unlist(extract(fit4)[2])^2))

tafla121lina2 <- c(var(unlist(extract(fit4)[1]))^0.5,var(unlist(extract(fit4)[3]))^0.5,var(unlist(extract(fit4)[4]))^0.5,
var(unlist(extract(fit4)[2])^2)^0.5)

tafla121 <- rbind(tafla121lina1,tafla121lina2)

tafla121
      [,1]      [,2]      [,3]      [,4]
tafla121lina1 0.793578054 0.18163025 -0.03540972 0.0047411607
tafla121lina2 0.007576652 0.02036462 0.02033099 0.0001334352
```

Sama dreifing og í bók.

- Athugið að state-space reglurnar í kafla 11 nota reglu Bayes en eru ekki endilega Bayesísk aðferðafræði.
- Kalman-filter er hentug reikniverk við að fá tölulegt gildi á likelihood-föll.
- State-space aðferðafræði hentar við einvíð og margvíð vandamál. Allt sem hægt er að skrifa niður sem línulegar diffurjöfnur má skrifa á state-space formi (Athugið hvort þetta er rétt).
- Reikniverkið í kafla 8 um margvíð tímaraðalíkön mætti nálgast á state-space formi.
- Skoðun á ACF og PACF, auðveld í einni vídd, í mörgum víddum eru þetta runur af fylkjum.



## Nokkur atriði úr kafla 8

- Hér er verið að útvíkka kafla 2.
- Vektor-ARMA eru miklu erfiðari en einvíð ARMA. Erfiðari í túlkun, margar framsetningar til á sama hreyfimyndstri.

# Tengsl hnita (breyta)

- Impulse-response fall, kerfinu varpað yfir í  $VMA(\infty)$  og skoðað hvernig högg á einstakar jöfnur lekur í gegnum kerfið.
- Högg (impúlsar) geta verið korreleruð og því erfitt að álykta. Stundum reynt að umbreyta kerfi til að losna við fylgni. Erfitt að túlka umbreyttu stærðirnar.
- Stundum reynt að velja túlkanlega framsetningu, strúktúral VAR.
- Error-correction/co-integration og non-stationary kerfi.

# ECM og trend-strúktúr

- Taka vel eftir umræðu um deterministíska þætti bls 434-435.
- Athugið:

$$y_t = \mu + \phi y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Ef  $|\phi| < 1$  þá er þetta stationary ferli með fast meðaltal.

- Ef  $\phi = 1$ , þá er  $y_t = \mu t + \sum^t \varepsilon_t$ , þ.e. random-walk með drift.
- Samanburður  $|\phi| < 1$  og  $\phi = 1$  er því samanburður á mjög ólíkum ferlum.
- Einhugmynd er að skilgreina:

$$y_t = \mu(\phi - 1) + \phi y_{t-1} + \varepsilon_t.$$

Ef  $\phi = 1$  hér þá er  $y_t$  random-walk, ef  $|\phi| < 1$  þá er  $y_t$  stationary.

- Þetta dæmi ætti að skýra út samanburðinn á líkönunum á bls. 434-435, restricted-constant, restricted-trend, o.s.frv.

## Unit-root í mörgum víddum

- Ef  $\mathbf{y}_t$  er  $I(1)$ , margvíður random-walk. Þá má hugsa sér:

$$\Delta \mathbf{y}_t = \Pi \mathbf{y}_t + \varepsilon_t.$$

Hvernig fylki er  $\Pi$ ? Takið varíans í gegnum jöfnuna,

$$V(\Delta \mathbf{y}_t) = \Pi V(\mathbf{y}_t) \Pi' + \Sigma.$$

Vinstri hliðin er endanleg. Hvað segir það um  $\Pi$ ?

- $\Pi$  hlýtur að vera einhvers konar núll-fylki því  $V(\mathbf{y}_t)$  er ekki endanlegt.
- Þ.e.  $\Pi$  er ekki full rank. Segjum að  $\text{rank}(\Pi) = r$ , þar sem  $r$  er minna en vítt fylkisins. Skrifum  $\Pi = \alpha \beta'$ , þar sem  $\alpha$  og  $\beta$  eru full rank-fylki.
- $V(\beta' \mathbf{y}_t)$  hlýtur því að vera endanlegt.
- Ef svona  $\Pi$  er til eru hnitarnar í  $\mathbf{y}_t$  co-integrated. Þ.e.  $\beta$  lýsir jafnvægissambandi og  $\alpha$  lýsir aðlögunarhraða að jafnvæginu.

- Setjum kerfið fram á error-correction formi (alltaf hægt):

$$\Delta \mathbf{y}_t = \boldsymbol{\mu} + \gamma t + \sum \Gamma_k \Delta \mathbf{y}_{t-k} + \alpha \boldsymbol{\beta}' \mathbf{y}_{t-1} + \boldsymbol{\varepsilon}_t,$$

- $\boldsymbol{\beta}$  myndar grunn fyrir co-integrating rúmið ( $r$  vít) og  $\alpha$  lýsir að lögunarhraða að jafnvægi. Aðrir þættir taka á deterministískum þáttum og skammtímaþáttum.
- Hinn tölfræðilegi vandi lýtur að því að álykta um hvort kerfið sé  $I(1)$  og að meta parametra út frá mælingum.

- Hugsum okkur tvívítt kerfi, íslensk og alþjóðlegt bensínverð. Þ.e. í mesta lagi 1 co-integrating samband. Höfum kerfi:

$$\begin{bmatrix} \Delta x_t \\ \Delta y_t \end{bmatrix} = \text{ýmsir þættir} + \begin{bmatrix} \alpha_x \\ \alpha_y \end{bmatrix} (y_{t-1} - \beta x_{t-1}) + \text{residual}$$

- Hvernig á að túlka þetta? er einhver breyta exogen?
- Hugsum okkur gengi gjaldmiðla, vexti og verðbólgu (5 breytur). Hugleiðum PPP og UAP. Hverjir gætu co-integrating vektorar verið? Hvað er co-integrating-rúmið vítt?
- Bayesísk nálgun erfið (held ég).