

Bayesiansk statistik

Tom Engsted

DSS Aarhus, 28 november 2017

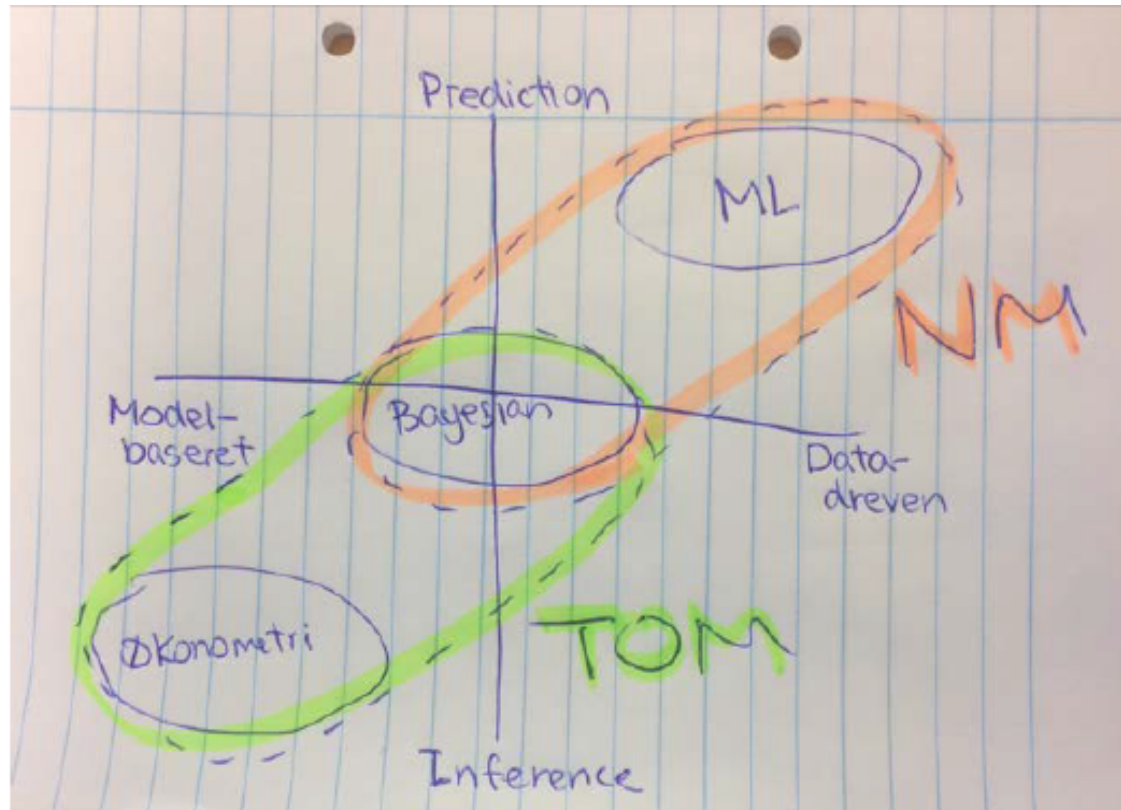


Figure 1: Nicolajs figur

- Klassisk frekvensbaseret statistik
- Statistisk beslutningsteori
- Bayesiansk statistik
- Et 'kompromis' mellem den klassiske og den bayesianske tilgang
- Nogle filosofiske/videnskabsteoretiske/metodiske overvejelser
- Machine learning (Nicolaj)

Motiverende eksempel (fra Startz, 2014):

$$y_{t+1} = \alpha + \beta y_t + \varepsilon_{t+1}$$

y_t : daglige S&P500 afkast over perioden 1957-2012

Den estimerede model: $\hat{\beta} = 0.026$, t -stat = 3.09, p -værdi = 0.002

→ meget stærk evidens imod $H_0: \beta = 0$

MEN: en bayesiansk analyse giver meget anderledes resultater, med sandsynligheden for H_0 (P_{H_0}) fra 11% til 50%. (For beregning af P_{H_0} , se senere).

Klassisk frekvensbaseret statistik

- Givet modellen, er det kun stikprøven der indeholder information om modellens parametre.
- Maksimum likelihood estimation: Vælg de parametre, der maksimerer sandsynligheden for at få den givne stikprøve.
- Estimerede parametre er stokastiske variable, men populationsparametre er IKKE stokastiske!
- → Det giver IKKE mening at tale om sandsynligheden for H_0 .
- Sandsynligheder er 'objektive', baseret alene på stikprøven: 'frekvensbaseret'

Klassiske hypotesetest:

- Fisher (1925): p -værdien som mål for hvor stærk evidens der er imod H_0 , men ingen eksplicit H_1 .
- Neyman and Pearson (1933): H_0 og H_1 , valg af signifikansniveau, forkast eller forkast ikke H_0 til fordel for H_1 , ingen p -værdi, Type-1 og Type-2 fejl.
- Valg af signifikansniveau: "5% reglen" stammer oprindeligt fra Fisher som en uformel og ikke-fast tommelfingerregel, men blev - desværre! - hurtigt en "fast regel".
- 5% afspejler (implicit) en større vægtning af Type-1 fejl end Type-2 fejl ... men anvendes IKKE konsistent i praksis!

Z tests for andele og middelværdier:

$$H_o : p = p_o, \quad Z \text{ ratio} = \frac{\hat{p} - p_o}{\sqrt{\frac{p_o(1-p_o)}{n}}} \sim N(0, 1) \text{ under } H_o$$

$$H_o : \mu = \mu_o, \quad Z \text{ ratio} = \frac{\bar{Y} - \mu_o}{S/\sqrt{n}} \sim t(n - 1) \text{ under } H_o$$

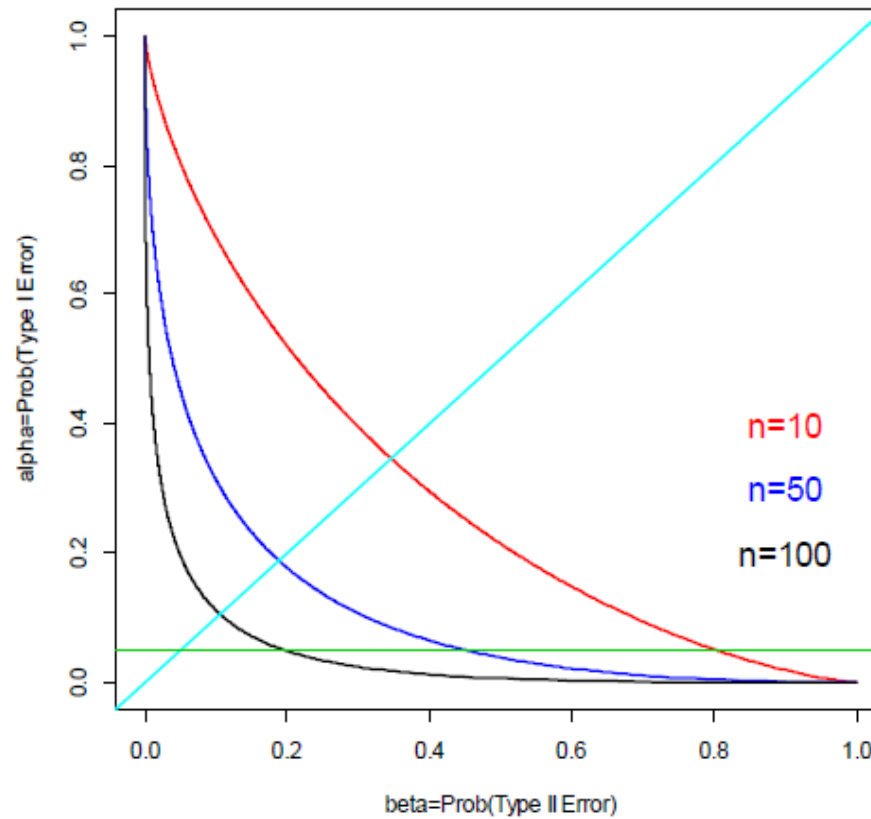
Bemærk:

- Ved et fast signifikansniveau (eks. 5%), bliver alle tests signifikante når n bliver stor nok.
- p -værdien i testene giver IKKE $P(H_o \mid \text{data})$, men derimod $P(\text{data} \mid H_o)$!

Statistisk beslutningsteori

- Træffe en konkret beslutning baseret på et hypotesetest: Hvis H_0 forkastes, træffer vi beslutning B_1 . Hvis H_0 ikke forkastes, træffer vi beslutning B_2 .
- Inddrag omkostninger/konsekvenser ved hhv. Type-1 fejl og Type-2 fejl → Tabsfunktion.
- Minimer det forventede tab $L = p\alpha L_1 + (1 - p)\beta L_2$, hvor $p = P(H_0)$, L_1 og L_2 er omkostningerne ved hhv. Type-1 og Type-2 fejl, og α og β er sandsynlighederne for hhv. Type-1 og Type-2 fejl.
- Bemærk: her opereres med $P(H_0)$, dvs. implicit en bayesiansk tilgang.
- Bemærk: α er signifikansniveauet.

- Leamer (1978): Vælg α så L minimeres \rightarrow "*Line of enlightened judgement*".
- For $p = 0.50$ og $L_1 = L_2$, fås for Z -testet for μ nedenstående figur. (Hvor $H_0: \mu = 0$, $H_1: \mu = 0.5$, $\sigma = 2$).
- Bemærk: det 'optimale' signifikansniveau er generelt meget forskellig fra 5%.
- Hvordan fastsættes L_1 og L_2 ? Svært ... ofte umuligt!
- Hvordan fastsættes $p = P(H_0)$? Svært ... ofte umuligt!
- Men ved at bruge Bayes formel kan man udlede den implicitte p i testet ud fra det valgte signifikansniveau (se nedenfor).



The horizontal line corresponds to $\alpha = 0.05$.
 The 45-degree line corresponds to the points where $\alpha + \beta$ is minimized (assuming $L_1 = L_2$).

Figure 2: "Line of enlightened judgement" for test på middelværdi (Fra Kim, 2015).

Bayesiansk statistik

Grundprincip: Kombiner den information stikprøven giver med *á priori* viden gennem Bayes formel til at få $P(H_o | \text{data})$.

$$P(H_o | \text{data}) \equiv P_{H_o} = P(\text{data} | H_o) \cdot \frac{P(H_o)}{P(\text{data})}$$

$P(\text{data} | H_o)$ er den sædvanlige likelihoodfunktion

$P(H_o)$ er *á priori* sandsynligheden for H_o

Givet data, er $P(\text{data})$ en normaliseringskonstant

Bemærk:

- Det er vigtigt at skelne mellem $P(H_o | \text{data})$ og $P(\text{data} | H_o)$!

Lad D være "død" og H være "hængning".

Hvad er $P(H | D)$?

Hvad er $P(D | H)$?

- Populationsparametre opfattes som stokastiske variable.
- Sandsynligheder er 'subjektive' ... hver af os har vores egen prior.

Definer *Bayes-faktoren* og *prior odds ratio* som hhv.

$$\frac{P(\text{data} \mid H_0)}{P(\text{data} \mid H_1)} \quad \text{og} \quad \frac{P(H_0)}{P(H_1)}$$

Hermed fås *posterior odds ratio* som

$$\frac{P_{H_0}}{P_{H_1}} = (\text{Bayes-faktor}) \cdot (\text{prior odds ratio}) = \frac{P(\text{data} \mid H_0)}{P(\text{data} \mid H_1)} \cdot \frac{P(H_0)}{P(H_1)}$$

P_{H_0} fås som:

$$P_{H_0} = \frac{P(\text{data} \mid H_0) \cdot P(H_0)}{(P(\text{data} \mid H_0) \cdot P(H_0)) + (P(\text{data} \mid H_1) \cdot (1 - P(H_0)))}$$

Med en 'neutral' prior, $P(H_0) = P(H_1) = 0.5$, fås:

$$P_{H_0} = \frac{P(\text{data} \mid H_0)}{P(\text{data} \mid H_0) + P(\text{data} \mid H_1)}$$

Bemærk: P_{H_0} kan være meget forskellig fra p -værdien!

Eksempel (fra Startz, 2014):

Et møntkast, ssh for 'krone' = θ . $H_0: \theta = 0.5$, $H_1: \theta = 0.8$

Mønten kastes $n = 32$ gange og 21 'krone' observeres $\Rightarrow \hat{\theta} = 0.656$

Standard Z test: Z ratio = 1.765, p -værdi = 0.039

Med $P(H_0) = P(H_1) = 0.5$, fås $P_{H_0} = \frac{0.030}{0.030+0.024} = 0.56$

Bemærk: Vi afviser H_0 på standard 5% signifikansniveau, men P_{H_0} er større end P_{H_1} !

Se figur næste side.

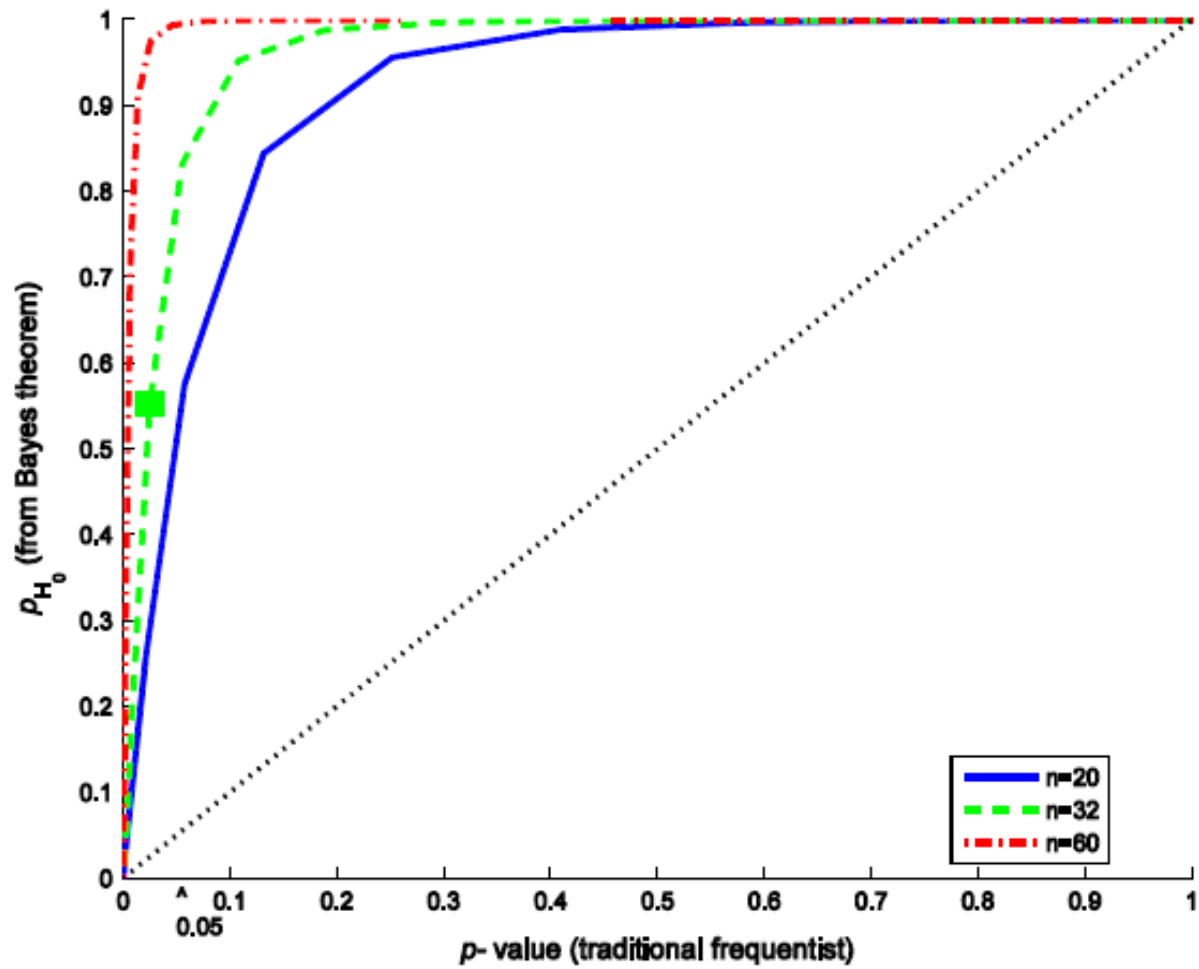


Figure 4.1: p -value vs. probability of the null for the coin tossing example.

Figure 3: Møntkast, $H_0: \theta = 0.5$, $H_1: \theta = 0.8$ (Startz, 2014)

Hvad nu hvis alternativhypotesen i stedet er $H_1: \theta \neq 0.5$?

$$P_{H_0} = \frac{P(\text{data} \mid H_0)}{P(\text{data} \mid H_0) + \int P(\text{data} \mid \theta_1) f(\theta_1) d\theta_1}$$

Med en uniform prior for θ_1 over enhedsintervallet $[0; 1]$, dvs. $f(\theta_1) = 1$, fås med numerisk beregning af integralet og $n = 32$ figuren på næste side.

Bemærk: Også her er der stor forskel på p -værdien og P_{H_0} .

Bemærk: Selv i sådanne simple eksempler kræves der ofte numerisk integration i bayesiansk analyse.

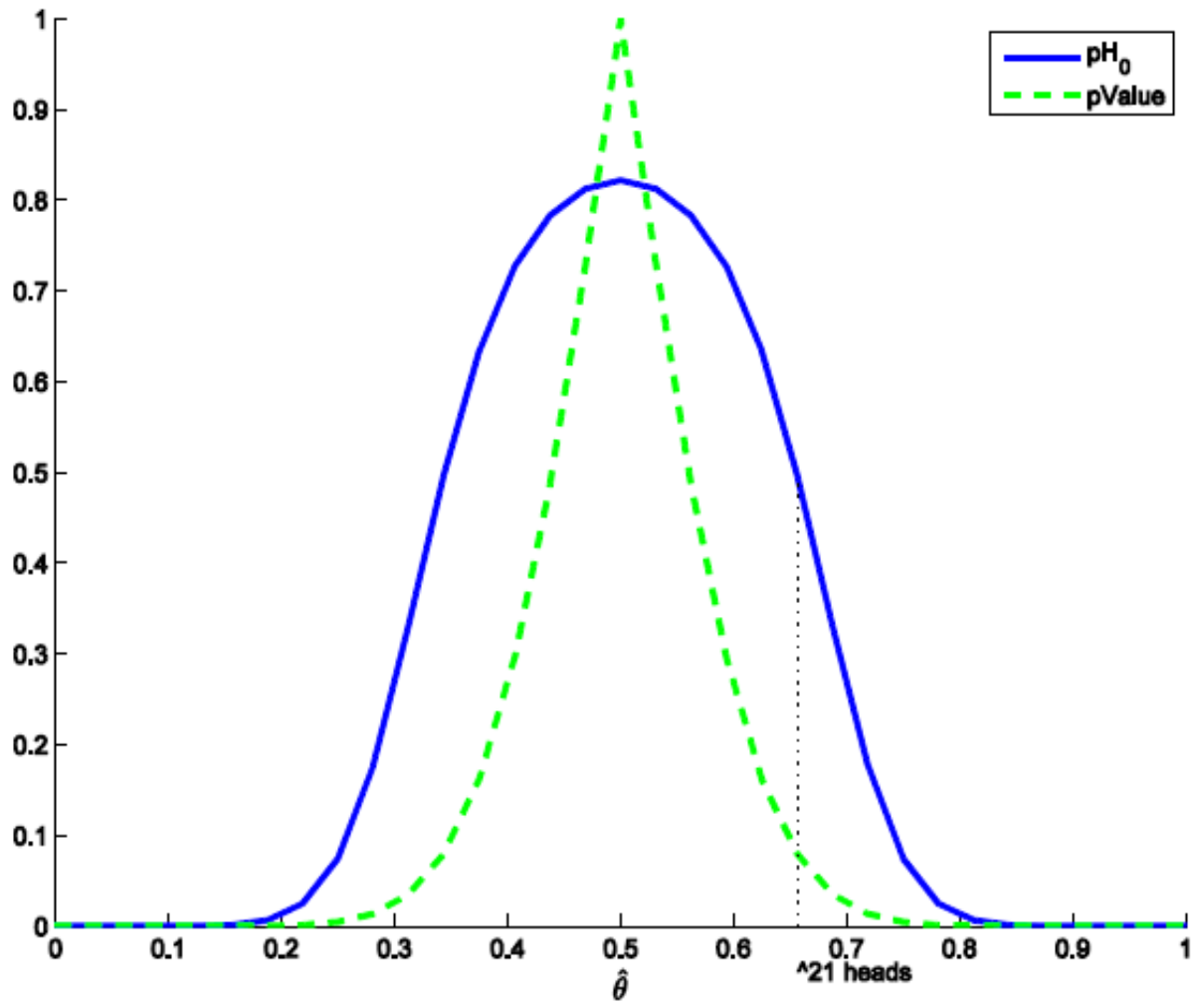


Figure 4.5: p_{H_0} and p -value for coin tossing example, $n = 32$.

Figure 4: Møntkast, $H_0: \theta = 0.5$, $H_1: \theta \neq 0.5$ (Startz, 2014)

Kompromis mellem den klassiske og bayesianske tilgang:

En 'full-blown' bayesiansk analyse kan være svær at udføre i praksis fordi den kræver specifikation af en prior for alle relevante hypoteser (H_0 og modellerne indeholdt i H_1).

Kan man kombinere de klassiske tests med bayesianske metoder til at få P_{H_0} , uden at specificere en konkret prior for alle modeller?

Ja, der er forskellige muligheder:

- Med den givne teststatistik og det valgte signifikansniveau, brug Bayes formel til at udlede den implicite prior (se Startz, 2014, s.139-141).

Bemærk: der er altid en implicit prior i et klassisk test! → klassisk frekvensbaseret statistik er ikke 'objektiv!' (pas på med "letting the data speak")

- Litteraturen indeholder simple formler for at beregne P_{H_0} udfra t -statistikker på regressionskoefficienter, og med forskellige simple priors (eksempelvis Startz, 2014, s.146-158; Kim and Ji, 2015, s.3-4).

- BIC: Lad t være t -statistikken for en regressionsparameter. BIC fås hermed som: $\text{BIC} = -t^2 + \ln(n)$, og

$$P_{H_0} = \frac{\exp(0.5 \cdot \text{BIC})}{1 + \exp(0.5 \cdot \text{BIC})}, \quad (\text{jf. Startz, 2014, s.172-177})$$

- Minimum Bayes Factors (MBF): Den Bayes faktor der giver den stærkeste evidens imod H_0 . (Harvey, 2017, s.1422-1431).

For et klassisk Z test, fås $MBF = \exp(-(Z \text{ ratio})^2/2)$, og

$$P_{H_0} = MBF \cdot \frac{\text{prior odds}}{1 + (MBF \cdot \text{prior odds})}$$

- SD-MBF: Symmetrisk og aftagende prior for H_1 omkring H_0 . (Harvey, 2017, s.1422-1431).

$$\text{SD-MBF} = -\exp(1) \cdot p\text{-værdi} \cdot \ln(p\text{-værdi})$$

I konkrete anvendelser af disse simple metoder fås ofte P_{H_0} , der afviger meget fra de klassiske p -værdier.

Afsluttende filosofiske/videnskabsteoretiske/metodiske overvejelser:

- De klassiske frekvensbaserede statistiske metoder blev oprindeligt udviklet for eksperimentelle data og små stikprøver.
- Men de fleste empiriske analyser indenfor økonomi (og samfundsvidenskab generelt) anvender ikke-eksperimentelle data.
- Og efterhånden er vores stikprøver blevet ret store (ofte tusindvis af observationer).
- Et særligt kendetegn for økonomiske - og samfundsvidenskabelige - modeller, er, at de alle er grove approksimationer til virkeligheden.
- George Box i 1978: "*All models are wrong but some are useful*".

- De klassiske tests med fokus på $P(\text{data} \mid H_0)$ clasher med dette ... vi ved jo, at H_0 er forkert!
- Det er mere interessant at spørge: Hvor forkert er H_0 ? Eller: hvilken model er mest sandsynlig, H_0 modellen eller H_1 modellen?
- Den bayesianske tilgang egner sig bedre til at besvare de spørgsmål vi som økonomer er interesserede i.
- Under alle omstændigheder: Stop med bevidstløst at anvende et 5% signifikansniveau! Inddrag Type-2 fejl og styrken af testene. Tænk over, hvad konsekvenserne er af hhv. Type-1 og Type-2 fejl. Tænk over, hvad din implicite prior er ... det du 'tror' mest på, er det H_0 eller H_1 ?

Bayesiansk estimation (hvis tiden tillader det)

Udled posterior-fordelingen for parameteren (vha. Bayes formel og en prior), og vælg en bestemt fraktil eller moment i fordelingen som estimat.

Med en kvadratisk tabsfunktion, vælges typisk middelværdien i fordelingen.

Eksempel: Med en uniform prior i intervallet $(0; 1)$, fås Bayes estimatet af sandsynlighedsparameteren i Bernoullifordelingen, θ , som $\hat{\theta}_b = \frac{Y+1}{n+2}$, hvor n er stikprøvestørrelsen og Y er antal succes. (Sammenlign med maksimum likelihood estimatoren $\hat{\theta}_{ml} = \frac{Y}{n}$).

Bayesiansk estimation og modevaluering anvendes ofte i DSGE makromodeller, hvor modellerne netop *ikke* antages at være 'sande' og derfor ikke testes med klassiske tests. I stedet beregnes *posterior odds ratios* for modellerne.

Anbefalet litteratur:

Harvey, C.R. (2017): The scientific outlook in financial economics. *Journal of Finance* 72, 1399-1440.

Kim, J.H., and P.I. Ji (2015): Significance testing in empirical finance: A critical review and assessment. *Journal of Empirical Finance* 34, 1-14.

Leamer, E. (1978): *Specification Searches: Ad hoc inference with nonexperimental data*. Wiley, New York.

Startz, R. (2014): Choosing the more likely hypothesis. *Foundations and Trends in Econometrics* 7, 119-189.