

# Calcul de postérieure par programmation R d'un algorithme MCMC (Gibbs sampling et HM dans le Gibbs) et comparaison avec WinBugs : application au modèle campylobacter-poulet

**Isabelle Albert**  
Met@risk, INRA  
albert@inapg.inra.fr

**Judith Rousseau**  
CEREMADE-Université Paris Dauphine  
rousseau@ceremade.dauphine.fr

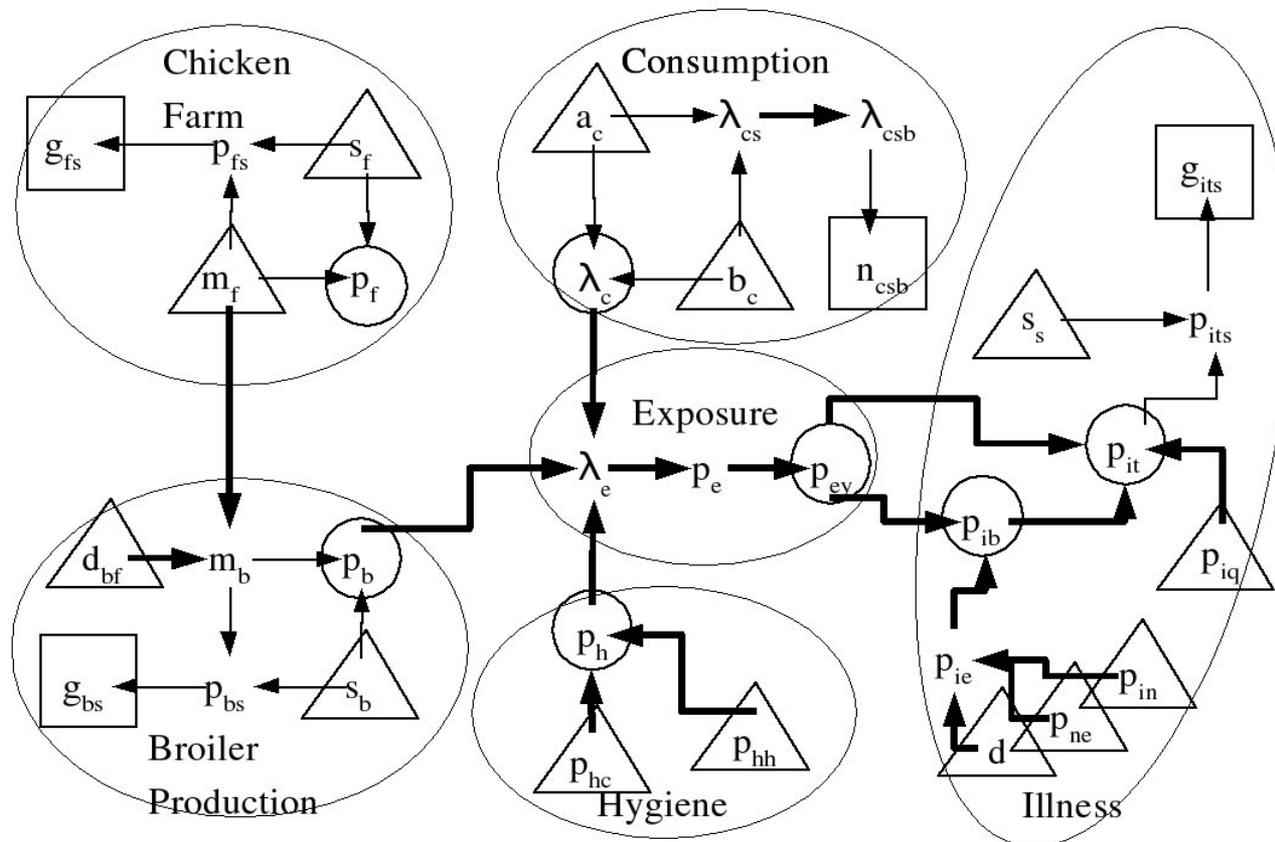
**Jean-Baptiste Denis**  
MIA-Jouy-en-josas, INRA  
jean-baptiste.denis@jouy.inra.fr

<http://metarisk.inapg.inra.fr/UserFiles/File/Working%20paper%20serie/WP07-11.pdf>

## Plan

2. Définition initiale du modèle
  - 1.1 Structure générale du modèle (code WinBUGS)
  - 1.2 Les constantes
  - 1.3 Les distributions conditionnelles
3. Modèle utilisé pour l'algorithme
  - 2.1 Nouvelle structure
  - 2.2 Distributions locales nouvelles
4. Les densités conditionnelles complètes
5. Description de l'algorithme
6. Comparaisons des résultats
7. Conclusions

# 1. Définition initiale du modèle

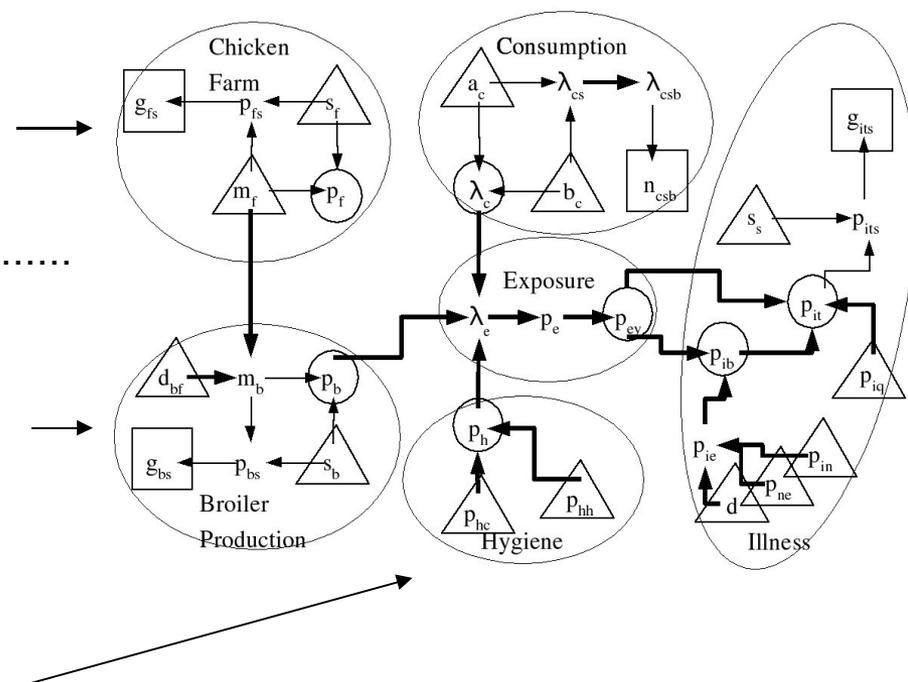


# 1.1 Le code WinBUGS

```

model { # starting the model .....
### CORE MODEL
#####
### FLOCK MODULE .....
p.f <- exp(lp.f)/(1+exp(lp.f));           #vi
lp.f ~ dnorm(m.f, tau.f);                 #..
m.f ~ dnorm(.,., 1/tau.f);                #pa
s.f ~ dunif(.,.); tau.f <- 1/(s.f*s.f);   #pa
### TRANSFORMATION MODULE .....
p.b <- exp(lp.b)/(1+exp(lp.b));           #vi
lp.b ~ dnorm(m.b, tau.b);                 #..
m.b <- m.f + d.bf;                         #cv
d.bf ~ dnorm(.,., 1/tau.b);               #pa
s.b ~ dunif(.,.); tau.b <- 1/(s.b*s.b);   #pa
### HYGIENE MODULE .....
p.h <- p.hc * p.hh;                        #vi
p.hc ~ dbeta(.,.);                         #pa
p.hh ~ dbeta(.,.);                         #pa

```



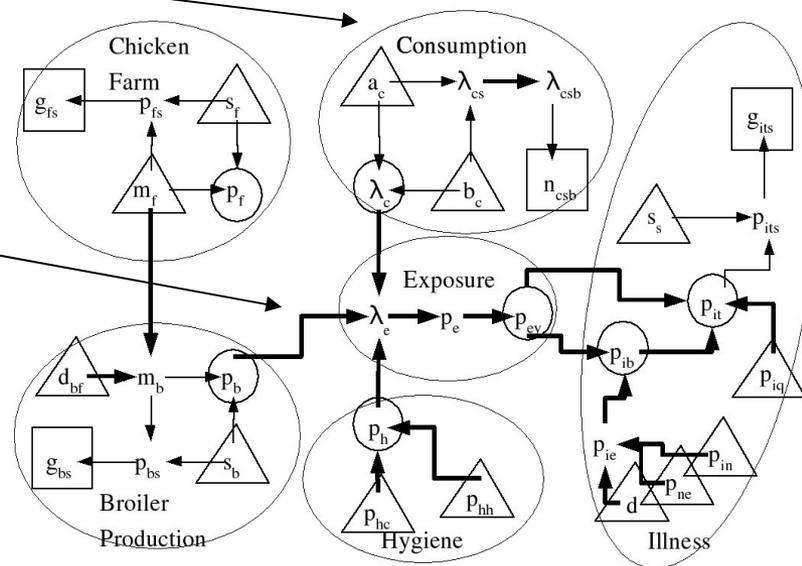
# 1.1 Le code WinBUGS

```

### CONSUMPTION MODULE .....
lambda.c ~ dgamma(ab.c,b.c);
ab.c <- a.c*b.c;
a.c ~ dgamma(ξ, ξ);
b.c ~ dgamma(1, 1);
### EXPOSURE MODULE .....
p.ey <- 1 - pow((1-p.e),13);
p.e <- 1 - exp(-lambda.e);
lambda.e <- p.b * p.h * lambda.c;
### ILLNESS MODULE .....
p.ib <- p.ey * p.ie;
p.it <- p.ib / (1 - (1-p.iq)*(1-p.ey));
p.ie <- (1-pow(1-p.ne,d)) * p.in;
d <- vd[c.d];
p.ne ~ dbeta(0.024, 0.011) | (0.00001, 0.999999);
p.in <- 0.33;
p.iq ~ dbeta(9, 30);
c.d ~ dcat(c.di[]);

```

#vi  
#..  
#pa  
#pa  
#vi  
#cv  
#cv  
#vi  
#vi  
#cv  
#cv  
#pa  
#pa  
#pa  
#..



# 1.1 Le code WinBUGS

```
### AUGMENTED MODEL FOR DATA INCORPORATION
```

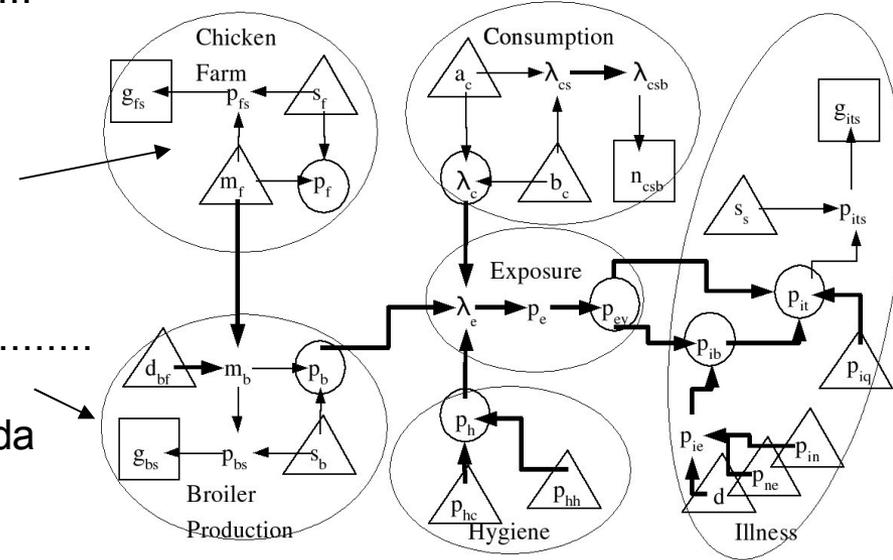
```
#####
```

```
### FLOCK MODULE .....
```

```
for (i.fs in 1:n.fst) {
  g.fs[i.fs] ~ dbin(p.fs[i.fs],n.fs[i.fs]);
  p.fs[i.fs] <- exp(lp.fs[i.fs]) /
    (1 + exp(lp.fs[i.fs]));
  lp.fs[i.fs] ~ dnorm(m.f,tau.f);
}
```

```
### TRANSFORMATION MODULE .....
```

```
for (i.bs in 1:n.bst) {
  g.bs[i.bs] ~ dbin(p.bs[i.bs],n.bs[i.bs]);
  p.bs[i.bs] <- exp(lp.bs[i.bs]) /
    (1 + exp(lp.bs[i.bs]));
  lp.bs[i.bs] ~ dnorm(m.b,tau.b);
}
```

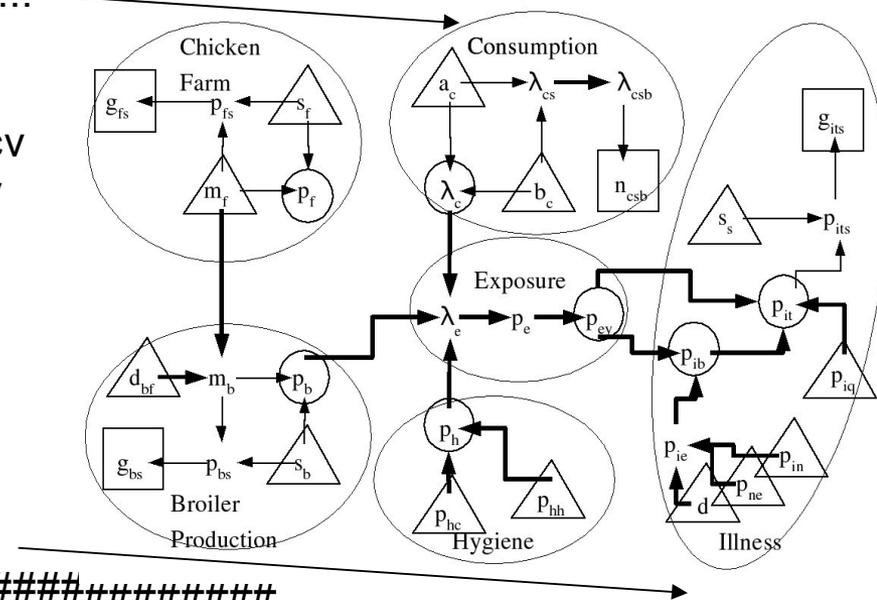


# 1.1 Le code WinBUGS

```

### HYGIENE MODULE .....
### CONSUMPTION MODULE .....
for (i.cs in 1:n.cst) {
    n.csb[i.cs] ~ dpois(lambda.csb[i.cs]);          #da
    lambda.csb[i.cs] <- n.cs[i.cs]*lambda.cs[i.cs]; #cv
    lambda.cs[i.cs] ~ dgamma(ab.c,b.c);           #cv
}
### EXPOSURE MODULE .....
### ILLNESS MODULE .....
g.its ~ dbin(p.its,n.its);                         #da
logit(p.its) <- logit(p.it) + err;                 #cv
s.s <- 1; tau.s <- 1/(s.s*s.s);                   #pa
err ~ dnorm(0,tau.s);                             #..
} # ending the model #####

```



## 1.1 Le code WinBUGS – Les données

```
list( c.di=c(0.000,0.163,0.222,0.097,0.018),  
vd=c(1,2,10,100,300))
```

```
list(  
# nombre de lots de poulets examinés  
n.fst=16,  
# nombre de poulets par lot  
n.fs =c(287, 79, 100, 8911, 75, 59, 125, 155, 403, 398, 112, 62, 187, 100, 22, 450),  
# nombre de lots de carcasses examinés  
n.bst=14,  
# nombre de carcasses par lot  
n.bs=c(35, 82, 2925, 410, 251, 691, 203, 79, 50, 97, 180, 708, 994, 858),  
# nombre de ménages de l'enquête  
n.cst=4770,  
# nombre de périodes d'analyse du ménage  
n.cs=c(7, 7, 7, 3, 4, 8, 8, 5, 5, 4,
```

## 1.1 Le code WinBUGS – Les données

```
# nombre de volontaires dans l'expérimentation
n.its=4026,
#
###
#
# chargement des données ##### ((2))
# nombres de poulets contaminés par lots
g.fs=c( 77, 29, 40, 3787, 32, 29, 63, 80, 228, 226,
        64, 50, 153, 90, 22, 294),
# nombres de carcasses contaminées par lots
g.bs=c(28, 18, 1082, 157, 99, 333, 163, 70, 43, 78, 146,
        291, 338, 80),
# nombres de poulets achetés par ménage
n.csb=c(1, 2, 12, 0, 1, 6, 3, 1, 3, 0, 5, 6, 28,

# nombres de campylobactérioses équivalent années
g.its=32
)
```

## 1.2 Les constantes (qui spécifient les distributions sur les nœuds ancêtres)

$$(k_{mf1}, k_{mf2}, k_{sf1}, k_{sf2}) = (0, \sqrt{1/20.66}, 0, 0.2)$$

$$(k_{dbf1}, k_{dbf2}, k_{sb1}, k_{sb2}) = (0.1, \sqrt{1/206.6}, 0, 0.2)$$

$$(k_{ac1}, k_{ac2}, k_{bc1}, k_{bc2}) = (4, 4, 10, 10)$$

$$(k_{hc1}, k_{hc2}, k_{hh1}, k_{hh2}) = (8, 8, 8, 28)$$

$$(k_{pne1}, k_{pne2}, k_{pin}, k_{piq1}, k_{piq2}) = (0.024, 0.011, 0.33, 9, 30)$$

$$(k_{d1}, k_{d2}, k_{d3}, k_{d4}, k_{d5}) = (0.500, 0.163, 0.222, 0.097, 0.018)$$

$$(d_1, d_2, d_3, d_4, d_5) = (1, 2, 10, 100, 300)$$

$$k_{ss} = 1$$

## 1.3 Les distributions conditionnelles

$$m_f \sim N(k_{mf1}, k_{mf2})$$

$$s_f \sim U(k_{sf1}, k_{sf2})$$

$$\text{logit}(p_f) \mid m_f, s_f \sim N(m_f, s_f)$$

$$d_{bf} \sim N(k_{dbf1}, k_{dbf2}) \mathbf{1}_{[0, +\infty[}$$

$$s_b \sim U(k_{sb1}, k_{sb2})$$

$$m_b \mid m_f, m_{db} = m_f + d_{bf}$$

$$\text{logit}(p_b) \mid m_b, s_b \sim N(m_b, s_b)$$

$$\text{logit}(p_{fs}) \mid m_f, s_f \sim N(m_f, s_f)$$

$$\text{logit}(p_{bs}) \mid m_b, s_b \sim N(m_b, s_b)$$

$$g_{fs} \mid p_{fs} \sim \text{Binom}(n_{fs}, p_{fs})$$

$$g_{bs} \mid p_{bs} \sim \text{Binom}(n_{bs}, p_{bs})$$

$$a_c \sim \text{Gamma}(k_{ac1}, k_{ac2})$$

$$b_c \sim \text{Gamma}(k_{bc1}, k_{bc2})$$

$$\lambda_c \mid a_c, b_c \sim \text{Gamma}(a_c b_c, b_c)$$

$$\lambda_{cs} \mid a_c, b_c \sim \text{Gamma}(a_c b_c, b_c)$$

$$n_{csb} \mid \lambda_{cs}, n_{cs} \sim \text{Poisson}(n_{cs} \lambda_{cs})$$

$$p_{hc} \sim \text{Beta}(k_{hc1}, k_{hc2})$$

$$p_{hh} \sim \text{Beta}(k_{hh1}, k_{hh2})$$

$$p_h \mid p_{hc}, p_{hh} = p_{hc} p_{hh}$$

$$\lambda_e \mid p_b, p_h, \lambda_c = p_b p_h \lambda_c$$

## 1.3 Les distributions conditionnelles

$$p_e \mid \lambda_e = 1 - \exp(-\lambda_e)$$

$$p_{ey} \mid p_e = 1 - (1 - p_e)^{13}$$

$$p_{ne} \sim \text{Beta}(k_{pne1}, k_{pne2})$$

$$p_{in} = k_{pin}$$

$$p_{iq} \sim \text{Beta}(k_{piq1}, k_{piq2})$$

$$d \sim \text{Empirical}(k_d)$$

$$p_{ie} \mid p_{in}, p_{ne}, d = \left(1 - (1 - p_{ne})^d\right) p_{in}$$

$$p_{ib} \mid p_{ey}, p_{ie} = p_{ey} p_{ie}$$

$$p_{it} \mid p_{ey}, p_{ib}, p_{iq} = p_{ib} (1 - (1 - p_{iq})(1 - p_{ey}))^{-1}$$

$$s_s = k_{ss}$$

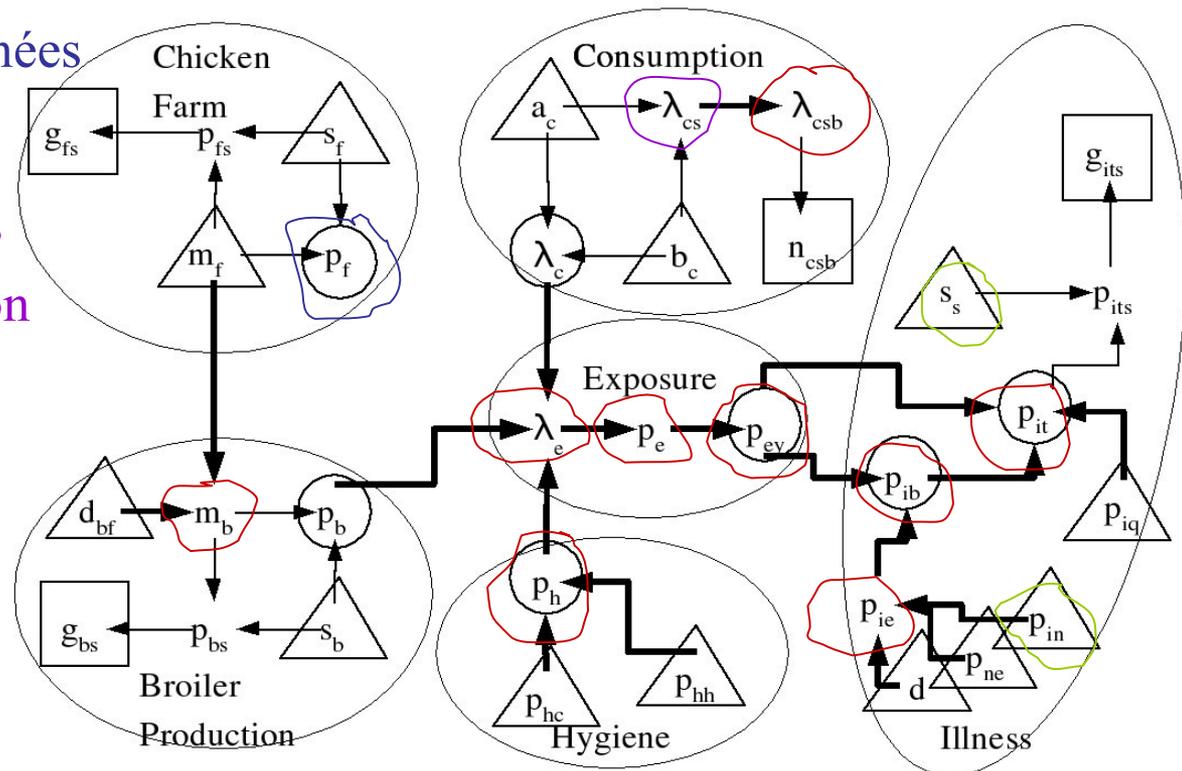
$$\text{logit}(p_{its}) \mid p_{it}, s_s \sim N(\text{logit}(p_{it}), s_s)$$

$$g_{its} \mid p_{its} \sim \text{Binom}(n_{its}, p_{its})$$

## 2. Modèle utilisé pour la programmation R

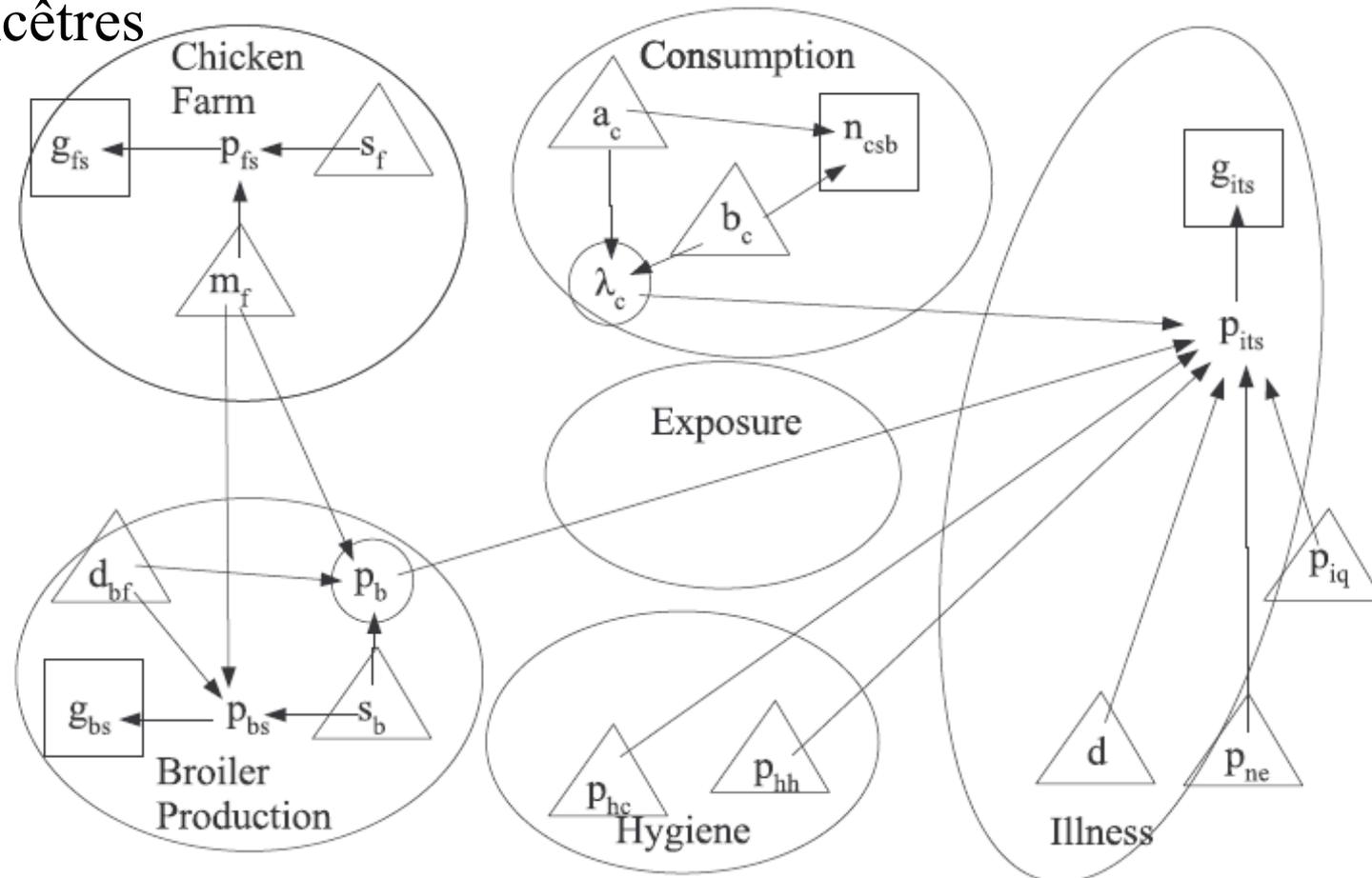
- Suppression des relations fonctionnelles (relais notationnels ou variables d'intérêt) et les nœuds ancêtres constants
- Suppression des variables d'intérêt non utiles à la définition de la vraisemblances des données

- Supprimer (ou ajouter) des variables intermédiaires (diminution ou augmentation de la dimension aléatoire du modèle)



## 2.1 Modèle utilisé pour la programmation R

- Conservation de la modélisation des données et des paramètres ancêtres



## 2.2 Les distributions

### conditionnelles

### nouvelles

$$m_f \sim N(k_{mf1}, k_{mf2})$$

$$s_f \sim U(k_{sf1}, k_{sf2})$$

$$d_{bf} \sim N(k_{dbf1}, k_{dbf2}) \mathbf{1}_{[0, +\infty[}$$

$$s_b \sim U(k_{sb1}, k_{sb2})$$

$$\text{logit}(p_b) \mid m_f, d_{bf}, s_b \sim N(m_f + d_{bf}, s_b)$$

$$\text{logit}(p_{fs}) \mid m_f, s_f \sim N(m_f, s_f)$$

$$\text{logit}(p_{bs}) \mid m_f, d_{bf}, s_b \sim N(m_f + d_{bf}, s_b)$$

$$g_{fs} \mid p_{fs} \sim \text{Binom}(n_{fs}, p_{fs})$$

$$g_{bs} \mid p_{bs} \sim \text{Binom}(n_{bs}, p_{bs})$$

$$a_c \sim \text{Gamma}(k_{ac1}, k_{ac2})$$

**Densité jointe =  
produit de ces  
distributions**

$$b_c \sim \text{Gamma}(k_{bc1}, k_{bc2})$$

$$\lambda_c | a_c, b_c \sim \text{Gamma}(a_c b_c, b_c)$$

$$n_{csb} | a_c, b_c \sim \text{BinoNeg}\left(a_c b_c, \frac{b_c}{n_{cs} + b_c}\right)$$

$$p_{hc} \sim \text{Beta}(k_{hc1}, k_{hc2})$$

$$p_{hh} \sim \text{Beta}(k_{hh1}, k_{hh2})$$

$$p_{ne} \sim \text{Beta}(k_{pne1}, k_{pne2})$$

$$p_{iq} \sim \text{Beta}(k_{piq1}, k_{piq2})$$

$$d \sim \text{Empirical}(k_d)$$

**Distributions conditionnelles  
complètes d'un paramètre =**

**produit des distributions où il apparaît**

$$\text{logit}(p_{its}) | p_b, p_{hc}, p_{hh}, \lambda_c, p_{ne}, d \sim N\left(\text{logit}\left(\frac{[1 - \exp(-13p_b p_{hc} p_{hh} \lambda_c)] [1 - (1 - p_{ne})^d] k_{pin}}{1 - (1 - p_{iq}) \exp(-13p_b p_{hc} p_{hh} \lambda_c)}\right), k_{ss}\right)$$

$$g_{its} | p_{its} \sim \text{Binom}(n_{its}, p_{its})$$

### 3. ( $m_f$ )

$$[m_f | \cdot] = -\frac{1}{2} \frac{(m_f - k_{mf1})^2}{k_{mf2}^2} - \frac{1}{2} \left( \sum_s \frac{(\ln \frac{p_{fs}}{1-p_{fs}} - m_f)^2}{s_f^2} + \frac{(\text{logit}(p_b) - m_f - d_{bf})^2 + \sum_s (\text{logit}(p_{bs}) - m_f - d_{bf})^2}{s_b^2} \right)$$

Forme quadratique en  $m_f$ , signature de la loi normale, de moyenne :

$$\mu_{m_f| \cdot} = \frac{k_{mf1} s_f^2 s_b^2 + k_{mf2}^2 s_b^2 \sum_s \left( \ln \frac{p_{fs}}{1-p_{fs}} \right) + k_{mf2}^2 s_f^2 \left[ \sum_s \left( \ln \frac{p_{bs}}{1-p_{bs}} - d_{bf} \right) + \text{logit}(p_b) - d_{bf} \right]}{k_{mf2}^2 (s_b^2 n_f + s_f^2 (n_b + 1)) + s_f^2 s_b^2}$$

et de variance :

$$\sigma_{m_f| \cdot}^2 = \frac{s_b^2 s_f^2 k_{mf2}^2}{k_{mf2}^2 (s_b^2 n_f + s_f^2 (n_b + 1)) + s_f^2 s_b^2}$$

$(s_f)$

$$[s_f | \cdot] = \mathbf{1}_{[k_{sf1}, k_{sf2}]}(s_f) \left( -n_f \lg s_f - \frac{\sum_s (\ln \frac{p_{fs}}{1-p_{fs}} - m_f)^2}{2s_f^2} \right)$$

Distribution qui ne semble pas de forme connue et qui dépend de  $m_f, (p_{fs})$ .

$(d_{bf})$  loi normale restreinte au support positif

$(s_b), (p_b), (p_{fs}), (p_{bs}), (a_c), (b_c), (l_c), (p_{hc}),$

$(p_{hh}), (p_{ne}), (p_{iq}), (p_{its})$  pas de forme connue

$$(d) \quad P(D = d_q) \propto k_{dq} \exp \left( - \frac{\left\{ \text{logit}(p_{its}) - \text{logit} \left( \frac{[1 - \exp(-13p_b p_{hc} p_{hh} \lambda_c)] [1 - (1 - p_{ne})^{d_q}] k_{pin}}{1 - (1 - p_{iq}) \exp(-13p_b p_{hc} p_{hh} \lambda_c)} \right) \right\}^2}{2k_{ss}^2} \right)$$

## 4. Description de l'algorithme (Gibbs sampling)

- Tirages successifs dans les lois conditionnelles complètes
- Initialisation ( $t=0$ ): tirage dans les distributions conditionnelles
- Puis passage de l'itération  $t$  à  $t+1$  :
  - 1. mise à jour de  $m_f$ . Tirage direct dans une loi normale  $N(\mu_{m_f|}, \sigma_{m_f|}^2)$  où les valeurs utilisées pour les autres paramètres sont  $s_{f,(t-1)}$ ,  $d_{bf,(t-1)}$ ,  $s_{b,(t-1)}$ ,  $(p_{fs,(t-1)})$
  - 2. mise à jour de  $s_f$  par Hastings-Metropolis

2.1 Tirage d'un candidat  $s_f^*$  d'une distribution normale centrée sur  $s_f$ , ( $t-1$ ) et dont la variance est un paramètre de pilotage à fixer et tronquée sur le support de la priore (distribution instrumentale)

## 4. Description de l'algorithme

### 2. mise à jour de $s_f$ par Hastings-Metropolis (suite)

2.2  $s_f^*$  est accepté avec la proba :

$$\rho_a = \min \left( 1, \frac{[X_k^* | \dots] \cdot \pi \left( X_k^{(t-1)} | X_k^* \right)}{[X_k^{(t-1)} | \dots] \cdot \pi \left( X_k^* | X_k^{(t-1)} \right)} \right)$$

i.e. Si  $\text{runif}(1) < \exp \left( [s_f^* | \cdot] - [s_{f,(t-1)} | \cdot] \right)$  alors  $s_f(t) = s_f^*$  sinon

$$s_f(t) = s_f(t-1) \quad [s_f | \cdot] = \mathbf{1}_{[k_{sf1}, k_{sf2}]}(s_f) \left( -n_f \lg s_f - \frac{\sum_s (\ln \frac{p_{fs}}{1-p_{fs}} - m_f)^2}{2s_f^2} \right)$$

• et ainsi de suite,

• Attention aux mises à jour des probabilités par d'un tirage normal sur leur logit

• Si  $\text{logit}(p^*) \sim N(\text{logit}(p^{t-1}), s_)$

$$\rho_a = \min \left( 1, \frac{\pi(p^*) \cdot p^* (1 - p^*)}{\pi(p^{t-1}) \cdot p^{t-1} (1 - p^{t-1})} \right)$$

Alors dans le HM:

## 4. Description de l'algorithme

- mise à jour de  $d$  : tirage d'une multinomiale des nouvelles valeurs  $d_t$  avec les proba conditionnelles complètes associées à chaque valeur de  $d$

### Sélection des valeurs simulées

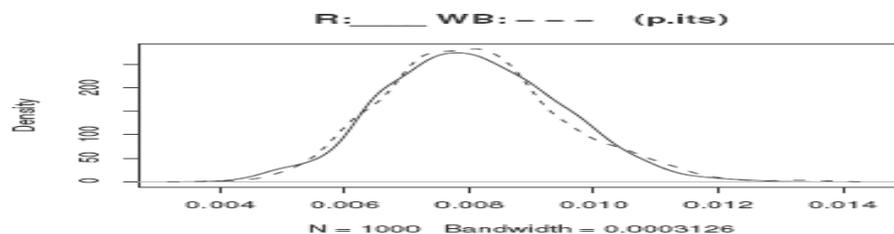
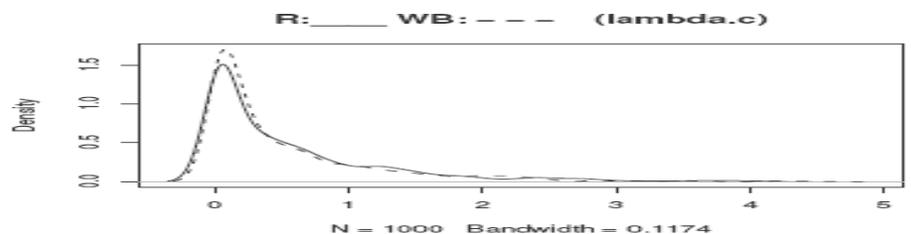
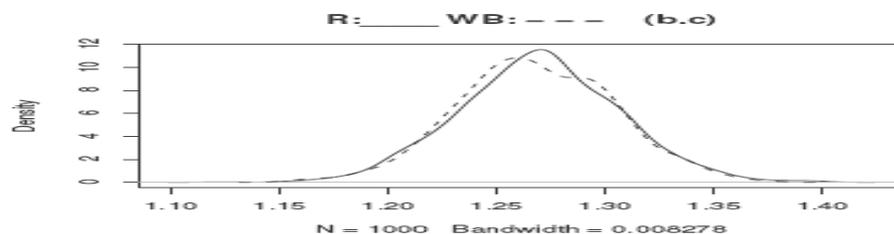
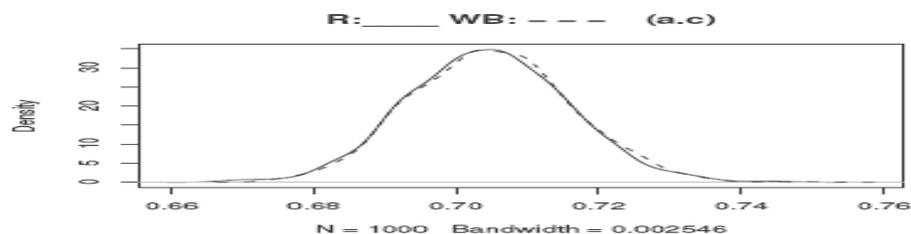
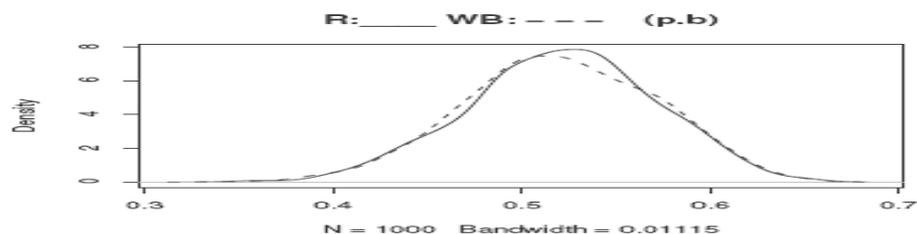
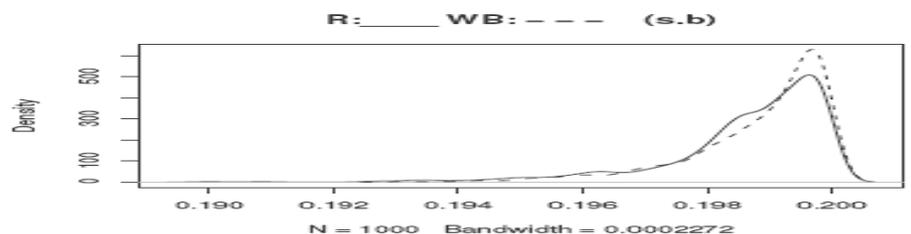
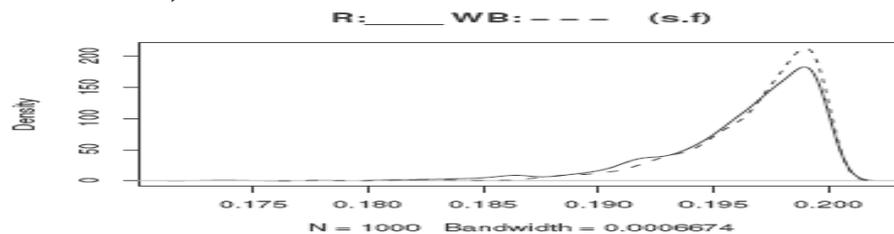
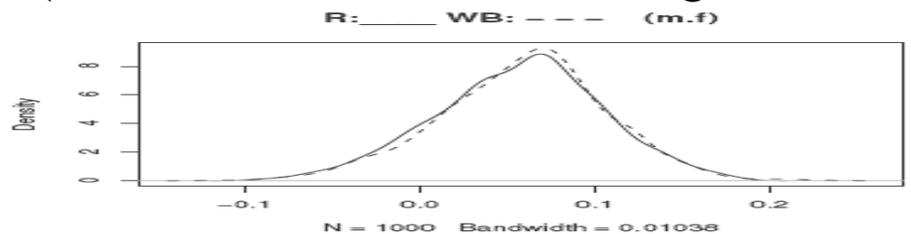
- T itérations réalisées ; Ne sont retenues que celles après burn-in (temps de convergence) et éclaircissement (thin) (pour limiter les dépendances entre les itérations successives)

### Simulation des variables dérivées

- Ici  $p_f, p_{ey}, p_{ib}, p_{it}$

# 5. Comparaison des résultats avec Winbugs

(burn-in:  $10^4$ , thin=100, 1000 gardés, total=110000)



25

## Taux d'acceptation des algorithmes HM (« théorie » entre 20% et

40%)

s.f	p.f1	p.f2	p.f3	p.f4	p.f5	p.f6	p.f7
0.37	0.61	0.70	0.69	0.18	0.70	0.72	0.67
p.f8	p.f9	p.f10	p.f11	p.f12	p.f13	p.f14	p.f15
0.65	0.55	0.56	0.68	0.71	0.66	0.70	0.75
p.f16	s.b	p.b	p.b1	p.b2	p.b3	p.b4	p.b5
0.55	0.29	0.38	0.60	0.56	0.18	0.40	0.45
p.b6	p.b7	p.b8	p.b9	p.b10	p.b11	p.b12	p.b13
0.33	0.49	0.57	0.59	0.55	0.50	0.33	0.30
p.b14	a.c	b.c	lambda.c	p.hc	p.hh	p.ne	p.iq
0.39	0.12	0.13	0.47	0.38	0.38	0.59	0.38
p.its							
0.39							

## Rapidité des calculs

- Équivalente sur notre exemple (environ 1 heure)
  - Mais problème de stabilité de la Bêta(0.024,0.011) avec WinBUGS

## 6. Conclusion

### Programmation R

- De nombreuses sources d'erreurs possibles
- Nécessite une programmation "minutieuse"
- Peut-être plus longue si que des HM (pas d'algorithme de rejet adaptatif ou de slice sampler)

### Mais

- Meilleur contrôle des paramètres de l'algorithme
- Meilleure stabilité numérique
- Pas les limites distributionnelles et fonctionnelles de WinBUGS