The general case:  $Y_i$  are independent conditional on Z



**The general case:**  $Y_i$  are independent conditional on Z

1. Step: Estimation of the conditional excess probabilites  $\theta(z) := P(L \ge c | Z = z)$  for a given realisation z of the economic factor Z, by means of the IS approach for the simplified case.

▲□▶ ▲□▶ ▲ □▶ ▲ □▶ □ のへぐ

The general case:  $Y_i$  are independent conditional on Z

1. Step: Estimation of the conditional excess probabilites  $\theta(z) := P(L \ge c | Z = z)$  for a given realisation z of the economic factor Z, by means of the IS approach for the simplified case.

Algorithm: IS for the conditional loss distribution

(1) For a given z proceed as in the simplified case; use the conditional default probabilities  $p_i(z)$  and solve the equation

$$\sum_{i=1}^{m} e_i \frac{\exp\{te_i\}p_i(z)}{\exp\{te_i\}p_i(z) + 1 - p_i(z)} = c.$$

・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・

The solution t = t(c, z) specifies the correct *degree of tilting*.

The general case:  $Y_i$  are independent conditional on Z

1. Step: Estimation of the conditional excess probabilites  $\theta(z) := P(L \ge c | Z = z)$  for a given realisation z of the economic factor Z, by means of the IS approach for the simplified case.

Algorithm: IS for the conditional loss distribution

(1) For a given z proceed as in the simplified case; use the conditional default probabilities  $p_i(z)$  and solve the equation

$$\sum_{i=1}^{m} e_i \frac{\exp\{te_i\}p_i(z)}{\exp\{te_i\}p_i(z) + 1 - p_i(z)} = c.$$

The solution t = t(c, z) specifies the correct *degree of tilting*.

(2) Generate n<sub>1</sub> conditional realisations of the vector of default indicators (Y<sub>1</sub>,..., Y<sub>m</sub>), Y<sub>i</sub> are simulated from Bernoulli(q<sub>i</sub>), i = 1, 2, ..., m, with

$$q_i = \frac{\exp\{t(c, z)e_i\}p_i(z)}{\exp\{t(c, z)e_i\}p_i(z) + 1 - p_i(z)}$$

・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・

(3) Let M<sub>L</sub>(t, z) := ∏[exp{t(c, z)e<sub>i</sub>}p<sub>i</sub>(z) + 1 - p<sub>i</sub>(z)] be the conditional moment generating function of L. Let L<sup>(1)</sup>, L<sup>(2)</sup>,...,L<sup>(n<sub>1</sub>)</sup> be the n<sub>1</sub> conditional realisations of L for the n<sub>1</sub> simulated realisations of Y<sub>1</sub>, Y<sub>2</sub>,...,Y<sub>m</sub>. Compute the *IS*-estimator for the tail probability of the conditional loss distribution:

$$\hat{\theta}_{n_1}^{(IS)}(z) = M_L(t(c,z),z) \frac{1}{n_1} \sum_{j=1}^{n_1} I_{L^{(j)} \ge c} \exp\{-t(c,z)L^{(j)}\} L^{(j)}.$$

◆□▶ ◆□▶ ◆□▶ ▲□▶ ▲□ ◆ ○ ◆ ○ ◆

(3) Let M<sub>L</sub>(t, z) := ∏[exp{t(c, z)e<sub>i</sub>}p<sub>i</sub>(z) + 1 - p<sub>i</sub>(z)] be the conditional moment generating function of L. Let L<sup>(1)</sup>, L<sup>(2)</sup>,...,L<sup>(n<sub>1</sub>)</sup> be the n<sub>1</sub> conditional realisations of L for the n<sub>1</sub> simulated realisations of Y<sub>1</sub>, Y<sub>2</sub>,...,Y<sub>m</sub>. Compute the *IS*-estimator for the tail probability of the conditional loss distribution:

$$\hat{\theta}_{n_1}^{(IS)}(z) = M_L(t(c,z),z) \frac{1}{n_1} \sum_{j=1}^{n_1} I_{L^{(j)} \ge c} \exp\{-t(c,z)L^{(j)}\} L^{(j)}.$$

2. Step: Estimation of the unconditional excess probability  $\theta = P(L \ge c)$ .

(3) Let M<sub>L</sub>(t, z) := ∏[exp{t(c, z)e<sub>i</sub>}p<sub>i</sub>(z) + 1 - p<sub>i</sub>(z)] be the conditional moment generating function of L. Let L<sup>(1)</sup>, L<sup>(2)</sup>,...,L<sup>(n<sub>1</sub>)</sup> be the n<sub>1</sub> conditional realisations of L for the n<sub>1</sub> simulated realisations of Y<sub>1</sub>, Y<sub>2</sub>,..., Y<sub>m</sub>. Compute the *IS*-estimator for the tail probability of the conditional loss distribution:

$$\hat{\theta}_{n_1}^{(IS)}(z) = M_L(t(c,z),z) \frac{1}{n_1} \sum_{j=1}^{n_1} I_{L^{(j)} \ge c} \exp\{-t(c,z)L^{(j)}\} L^{(j)}.$$

2. Step: Estimation of the unconditional excess probability  $\theta = P(L \ge c)$ .

Naive approach: Generate many realisations z of the impact factors Z and compute  $\hat{\theta}_{n_1}^{(IS)}(z)$  for every one of them. The required estimator is the average of  $\hat{\theta}_{n_1}^{(IS)}(z)$  over all realisations z. This is not the most efficient approach, see Glasserman and Li (2003).

(3) Let M<sub>L</sub>(t, z) := ∏[exp{t(c, z)e<sub>i</sub>}p<sub>i</sub>(z) + 1 - p<sub>i</sub>(z)] be the conditional moment generating function of L. Let L<sup>(1)</sup>, L<sup>(2)</sup>,...,L<sup>(n<sub>1</sub>)</sup> be the n<sub>1</sub> conditional realisations of L for the n<sub>1</sub> simulated realisations of Y<sub>1</sub>, Y<sub>2</sub>,..., Y<sub>m</sub>. Compute the *IS*-estimator for the tail probability of the conditional loss distribution:

$$\hat{\theta}_{n_1}^{(IS)}(z) = M_L(t(c,z),z) \frac{1}{n_1} \sum_{j=1}^{n_1} I_{L^{(j)} \ge c} \exp\{-t(c,z) L^{(j)}\} L^{(j)}.$$

2. Step: Estimation of the unconditional excess probability  $\theta = P(L \ge c)$ .

Naive approach: Generate many realisations z of the impact factors Z and compute  $\hat{\theta}_{n_1}^{(IS)}(z)$  for every one of them. The required estimator is the average of  $\hat{\theta}_{n_1}^{(IS)}(z)$  over all realisations z. This is not the most efficient approach, see Glasserman and Li (2003). A better alternative: IS for the impact factors.

Assumption:  $Z \sim N_p(0, \Sigma)$  (e.g. probit-normal Bernoulli mixture)

Assumption:  $Z \sim N_p(0, \Sigma)$  (e.g. probit-normal Bernoulli mixture) Let the IS density g be the density of  $N_p(\mu, \Sigma)$  for a new expected vector  $\mu \in \mathbb{R}^p$ . A good choice of  $\mu$  should lead to frequent realisations of z which imply high conditional default probabilities  $p_i(z)$ .

Assumption:  $Z \sim N_{\rho}(0, \Sigma)$  (e.g. probit-normal Bernoulli mixture) Let the IS density g be the density of  $N_{\rho}(\mu, \Sigma)$  for a new expected vector  $\mu \in \mathbb{R}^{p}$ . A good choice of  $\mu$  should lead to frequent realisations of z which imply high conditional default probabilities  $p_{i}(z)$ .

The likelihood ratio:

$$r_{\mu}(Z) = \frac{\exp\{-\frac{1}{2}Z^{t}\Sigma^{-1}Z\}}{\exp\{-\frac{1}{2}(Z-\mu)^{t}\Sigma^{-1}(Z-\mu)\}} = \exp\{-\mu^{t}\Sigma^{-1}Z + \frac{1}{2}\mu^{t}\Sigma^{-1}\mu\}$$

◆□▶ ◆□▶ ◆□▶ ▲□▶ ▲□ ◆ ○ ◆ ○ ◆

Assumption:  $Z \sim N_{\rho}(0, \Sigma)$  (e.g. probit-normal Bernoulli mixture) Let the IS density g be the density of  $N_{\rho}(\mu, \Sigma)$  for a new expected vector  $\mu \in \mathbb{R}^{p}$ . A good choice of  $\mu$  should lead to frequent realisations of z which imply high conditional default probabilities  $p_{i}(z)$ .

The likelihood ratio:

$$r_{\mu}(Z) = \frac{\exp\{-\frac{1}{2}Z^{t}\Sigma^{-1}Z\}}{\exp\{-\frac{1}{2}(Z-\mu)^{t}\Sigma^{-1}(Z-\mu)\}} = \exp\{-\mu^{t}\Sigma^{-1}Z + \frac{1}{2}\mu^{t}\Sigma^{-1}\mu\}$$

・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・

**Algorithm:** complete IS for Bernoulli mixture models with Gaussian factors

(1) Generate  $z_1, z_2, ..., z_n \sim N_p(\mu, \Sigma)$  (*n* is the number of the simulation rounds)

Assumption:  $Z \sim N_{\rho}(0, \Sigma)$  (e.g. probit-normal Bernoulli mixture) Let the IS density g be the density of  $N_{\rho}(\mu, \Sigma)$  for a new expected vector  $\mu \in \mathbb{R}^{p}$ . A good choice of  $\mu$  should lead to frequent realisations of z which imply high conditional default probabilities  $p_{i}(z)$ .

The likelihood ratio:

$$r_{\mu}(Z) = \frac{\exp\{-\frac{1}{2}Z^{t}\Sigma^{-1}Z\}}{\exp\{-\frac{1}{2}(Z-\mu)^{t}\Sigma^{-1}(Z-\mu)\}} = \exp\{-\mu^{t}\Sigma^{-1}Z + \frac{1}{2}\mu^{t}\Sigma^{-1}\mu\}$$

**Algorithm:** complete IS for Bernoulli mixture models with Gaussian factors

- (1) Generate  $z_1, z_2, ..., z_n \sim N_p(\mu, \Sigma)$  (*n* is the number of the simulation rounds)
- (2) For each  $z_i$  compute  $\hat{\theta}_{n_1}^{(IS)}(z_i)$  by applying the IS algorithm for the conditional loss.

・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・

Assumption:  $Z \sim N_{\rho}(0, \Sigma)$  (e.g. probit-normal Bernoulli mixture) Let the IS density g be the density of  $N_{\rho}(\mu, \Sigma)$  for a new expected vector  $\mu \in \mathbb{R}^{p}$ . A good choice of  $\mu$  should lead to frequent realisations of z which imply high conditional default probabilities  $p_{i}(z)$ .

The likelihood ratio:

$$r_{\mu}(Z) = \frac{\exp\{-\frac{1}{2}Z^{t}\Sigma^{-1}Z\}}{\exp\{-\frac{1}{2}(Z-\mu)^{t}\Sigma^{-1}(Z-\mu)\}} = \exp\{-\mu^{t}\Sigma^{-1}Z + \frac{1}{2}\mu^{t}\Sigma^{-1}\mu\}$$

**Algorithm:** complete IS for Bernoulli mixture models with Gaussian factors

- (1) Generate  $z_1, z_2, ..., z_n \sim N_p(\mu, \Sigma)$  (*n* is the number of the simulation rounds)
- (2) For each  $z_i$  compute  $\hat{\theta}_{n_1}^{(IS)}(z_i)$  by applying the IS algorithm for the conditional loss.
- (3) compute the IS estimator for the independent excess probability:

$$\hat{\theta}_{n}^{(IS)} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} r_{\mu}(z_{i}) \hat{\theta}_{n_{1}}^{(IS)}(z_{i})$$

 $\mu$  should be chosen such that the variance of the estimator is small.

 $\mu$  should be chosen such that the variance of the estimator is small. A sketch of the idea of Glasserman and Li (2003):

 $\mu$  should be chosen such that the variance of the estimator is small.

A sketch of the idea of Glasserman and Li (2003):

Since  $\hat{\theta}_{n_1}^{(IS)}(z) \approx P(L \ge c | Z = z)$ , search for an appropriate IS density for the function  $z \mapsto P(L \ge c | Z = z)$ .

◆□▶ ◆□▶ ◆□▶ ▲□▶ ▲□ ◆ ○ ◆ ○ ◆

 $\mu$  should be chosen such that the variance of the estimator is small.

A sketch of the idea of Glasserman and Li (2003):

Since  $\hat{\theta}_{n_1}^{(IS)}(z) \approx P(L \ge c | Z = z)$ , search for an appropriate IS density for the function  $z \mapsto P(L \ge c | Z = z)$ .

・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・

Approach:

a) the optimal IS density  $g^*$  is proportional to the original density:  $P(L \ge c | Z = z) \exp\{-\frac{1}{2}z^t \Sigma^{-1}z\}.$ 

 $\mu$  should be chosen such that the variance of the estimator is small.

A sketch of the idea of Glasserman and Li (2003):

Since  $\hat{\theta}_{n_1}^{(IS)}(z) \approx P(L \ge c | Z = z)$ , search for an appropriate IS density for the function  $z \mapsto P(L \ge c | Z = z)$ .

Approach:

a) the optimal IS density  $g^*$  is proportional to the original density:  $P(L \ge c | Z = z) \exp\{-\frac{1}{2}z^t \Sigma^{-1}z\}.$ 

b) use as IS density a multivariate normal distribution with the same mode as the optimal IS density  $g^*$ .

・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・

 $\mu$  should be chosen such that the variance of the estimator is small.

A sketch of the idea of Glasserman and Li (2003):

Since  $\hat{\theta}_{n_1}^{(IS)}(z) \approx P(L \ge c | Z = z)$ , search for an appropriate IS density for the function  $z \mapsto P(L \ge c | Z = z)$ .

Approach:

a) the optimal IS density  $g^*$  is proportional to the original density:  $P(L \ge c | Z = z) \exp\{-\frac{1}{2}z^t \Sigma^{-1}z\}.$ 

b) use as IS density a multivariate normal distribution with the same mode as the optimal IS density  $g^*$ .

The mode of a multivariate normal distribution  $N_{\rho}(\mu, \Sigma)$  equals the expected vector  $\mu$ , thus determining  $\mu$  leads to the following optimization problem:

・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・

$$\mu = \operatorname{argmax}_{z} \left\{ P(L \ge c | Z = z) \exp\{-\frac{1}{2}z^{t}\Sigma^{-1}z\} \right\}.$$

 $\mu$  should be chosen such that the variance of the estimator is small.

A sketch of the idea of Glasserman and Li (2003):

Since  $\hat{\theta}_{n_1}^{(IS)}(z) \approx P(L \ge c | Z = z)$ , search for an appropriate IS density for the function  $z \mapsto P(L \ge c | Z = z)$ .

Approach:

a) the optimal IS density  $g^*$  is proportional to the original density:  $P(L \ge c | Z = z) \exp\{-\frac{1}{2}z^t \Sigma^{-1}z\}.$ 

b) use as IS density a multivariate normal distribution with the same mode as the optimal IS density  $g^*$ .

The mode of a multivariate normal distribution  $N_{\rho}(\mu, \Sigma)$  equals the expected vector  $\mu$ , thus determining  $\mu$  leads to the following optimization problem:

・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・
・

$$\mu = \operatorname{argmax}_{z} \left\{ P(L \ge c | Z = z) \exp\{-\frac{1}{2}z^{t}\Sigma^{-1}z\} \right\}.$$

This problem is hard to solve exactly;

in general  $P(L \ge c | Z = z)$  is not available in analytical form.

 $\mu$  should be chosen such that the variance of the estimator is small.

A sketch of the idea of Glasserman and Li (2003):

Since  $\hat{\theta}_{n_1}^{(IS)}(z) \approx P(L \ge c | Z = z)$ , search for an appropriate IS density for the function  $z \mapsto P(L \ge c | Z = z)$ .

Approach:

a) the optimal IS density  $g^*$  is proportional to the original density:  $P(L \ge c | Z = z) \exp\{-\frac{1}{2}z^t \Sigma^{-1}z\}.$ 

b) use as IS density a multivariate normal distribution with the same mode as the optimal IS density  $g^*$ .

The mode of a multivariate normal distribution  $N_{\rho}(\mu, \Sigma)$  equals the expected vector  $\mu$ , thus determining  $\mu$  leads to the following optimization problem:

$$\mu = \operatorname{argmax}_{z} \left\{ P(L \ge c | Z = z) \exp\{-\frac{1}{2}z^{t}\Sigma^{-1}z\} \right\}.$$

This problem is hard to solve exactly;

in general  $P(L \ge c | Z = z)$  is not available in analytical form.

See Glasserman und Li (2003) for some numerical solution approaches.