

Indistinguabilité

Soit \mathbf{G} un groupe cyclique d'ordre q premier engendré par g . Soit \mathcal{P} la distribution uniforme sur $(\mathbb{Z}_q, \mathbf{G})$. Soit \mathcal{P}_{DL} la distribution uniforme sur l'ensemble $\{(r, g^r), r \in \mathbb{Z}_q\}$. Soit \mathcal{P}_{NDL} la distribution uniforme sur l'ensemble $\{(r, g^{r'}), r \neq r' \in \mathbb{Z}_q\}$. On rappelle l'expression de la distance statistique entre deux variables aléatoires discrètes sur un ensemble A dénombrable :

$$\Delta(X, Y) = \frac{1}{2} \sum_{a \in A} |\Pr[X = a] - \Pr[Y = a]| .$$

Question 1. \mathcal{P}_{NDL} et \mathcal{P} sont-elles calculatoirement indistinguables ? Statistiquement indistinguables ? Les deux ?

Solution. Les deux, car statistiquement indistinguables (on peut aller vite là-dessus car il n'y a pas eu de problème dans le DM). C'est une bonne occasion de rappeler que indistinguabilité statistique implique calculatoire. Statistique est plus forte, car c'est vraiment de la théorie de l'information.

Pour démontrer l'indistinguabilité statistique : notons qu'il y a q paires dans DL et $q^2 - q$ paires dans NDL . Notons $X = \mathcal{P}$ et $Y = \mathcal{P}_{NDL}$.

$$\begin{aligned} \Delta(X, Y) &= \frac{1}{2} \sum_{(a,b) \in DL} |\Pr[X = (a, b)] - \Pr[Y = (a, b)]| \\ &\quad + \frac{1}{2} \sum_{(a,b) \in NDL} |\Pr[X = (a, b)] - \Pr[Y = (a, b)]| \\ &= \frac{1}{2}q \left(\frac{1}{q^2} - 0 \right) + \frac{1}{2}(q^2 - q) \left(\frac{1}{q^2 - q} - \frac{1}{q^2} \right) \\ &= \frac{1}{2q} - \frac{1}{2} \frac{q^2 - q}{q^2} + \frac{1}{2} = \frac{1}{q} . \end{aligned}$$

Question 2. \mathcal{P}_{DL} et \mathcal{P} sont-elles calculatoirement indistinguables ? Statistiquement indistinguables ? Les deux ?

Solution. Distinguables calculatoirement, et c'est tout bête, car il suffit de calculer l'exponentiation et de vérifier si ça concorde. L'objet de cette question est juste de montrer que si D et D' sont indistinguables, alors ça n'implique pas que $D' \setminus D$ et D le sont (où les distributions sont notées ici comme des ensembles).

Cryptosystème de Okamoto-Uchiyama

Cryptosystème de Okamoto-Uchiyama

KeyGen(1^n) :

- Choisir deux entiers premiers p, q tels que $p \mid (q - 1)$.
- Définir $N = p^2q$.
- Choisir un générateur $g \in \mathbb{Z}_N^*$ tel que $g^{p-1} \neq 1 \pmod{p^2}$
- Définir $h = g^N \pmod{N}$.
- Clé publique : $\text{pk} = (N, g, h)$; clé privée : $\text{sk} = (p, q)$

Enc(pk, m) ($m < p$) :

- $r \leftarrow U(\mathbb{Z}_N^*)$
- $c := g^m \cdot h^r \pmod{N}$
- Renvoyer c

Dec ...

Soit $\Gamma = \{x \in \mathbb{Z}_{p^2}^*, x = 1 \pmod{p}\}$.**Question 3.** Montrer que Γ est un sous-groupe de $(\mathbb{Z}_{p^2})^*$ d'ordre p .**Solution.** *Trivial (on fait ça vite).*Soit la fonction $L : \mathbb{Z}_{p^2}^* \rightarrow \mathbb{Z}_p$ définie par :

$$L(x) := \frac{x-1}{p} \pmod{p}.$$

Question 4. Montrer que L est un isomorphisme entre Γ et le groupe additif \mathbb{Z}_p . En déduire que le problème du logarithme discret est facile dans Γ : sur une entrée $(x, y) \in \Gamma$ avec $L(x) \neq 0$ et $y = x^m \pmod{p^2}$, on peut calculer efficacement m .**Solution.** *On fait ça vite aussi. Le calcul du DL : $m = L(y)/L(x) = (y-1)/(x-1) \pmod{p}$.***Question 5.** Montrer que $(h^r)^{p-1} = 1 \pmod{p^2}$. En déduire l'algorithme de déchiffrement.**Solution.** *On a : $(h^r)^{p-1} = g^{Nr(p-1)} = (g^{p(p-1)})^{rpq} \pmod{p^2} = 1 \pmod{p^2}$.**L'algorithme de déchiffrement est donc de calculer $c^{p-1} = (g^{p-1})^m \pmod{p^2}$ puis son logarithme discret en base g^{p-1} .*

On va montrer la sécurité IND-CPA sous l'hypothèse :

Pour $h = g^N \pmod{N}$, la distribution $\{h^r \pmod{N}, r \leftarrow U(\mathbb{Z}_N)\}$ (SUB-GROUP) et la distribution $\{gh^{r'} \pmod{N}, r' \leftarrow U(\mathbb{Z}_N)\}$ (RANDOM) sont calculatoirement indistinguables.

En d'autres termes, cette hypothèse suppose que le chiffrement de 0 et 1 sont indistinguables.

Question 6. Montrer qu'étant donné une paire de messages (m_0, m_1) et $c = \text{Enc}(\text{pk}, b)$ où b est un bit inconnu, on peut facilement calculer un chiffré $c^* = \text{Enc}(\text{pk}, m_b)$ aléatoire valide.

Solution. On calcule :

$$c^* = c^{m_1 - m_0} g^{m_0} \mod N$$

Si $c = \text{Enc}(\text{pk}, 0)$, c est de la forme $h^r \mod N$. Donc $c^* = h^{r(m_1 - m_0)} g^{m_0} \mod N$ est un chiffré valide de m_0 .

Si $c = \text{Enc}(\text{pk}, 1)$, c est de la forme $h^r g \mod N$. Donc $c^* = h^{r(m_1 - m_0)} g^{m_1 - m_0} g^{m_0} \mod N$ est un chiffré valide de m_1 .

Pour finir on re-randomise le chiffré en multipliant par $h^{r'}$ où r' est tiré uniformément au hasard (je ne suis pas sûr que ce soit complètement nécessaire, mais en tout cas ça nous assure de l'uniformité pour le chiffré final).

Question 7. Montrer la sécurité IND-CPA.

Solution. On part d'un adversaire IND-CPA \mathcal{A} et on construit un distingueur \mathcal{D} dans le jeu de distinguer entre les deux distributions données.

Le distingueur \mathcal{D} interagit avec un challenger \mathcal{C} , selon les étapes suivantes :

- \mathcal{C} choisit un entier N et un bit b u.a.r. : si $b = 0$ il prend le cas SUBGROUP, sinon le cas RANDOM
- \mathcal{D} envoie des requêtes à \mathcal{C} qui répond avec la distribution donnée
- \mathcal{D} renvoie un bit b'

On implémente \mathcal{D} en utilisant, de manière interne, l'algorithme \mathcal{A} . Rappelons que l'algorithme \mathcal{A} doit « voir » un jeu IND-CPA, selon les étapes suivantes :

- Recevoir une clé publique du challenger
- Choisir deux messages m_0, m_1 , les envoyer au challenger
- Recevoir un chiffré challenge c^*
- Renvoyer un bit b''

Voici donc la manière dont nous implémentons \mathcal{D} :

- \mathcal{D} reçoit la clé publique N de \mathcal{C} et la transfère à \mathcal{A}
- \mathcal{D} envoie une requête à \mathcal{C} et récupère $\text{Enc}(\text{pk}, 0)$ (dans le cas SUBGROUP) et $\text{Enc}(\text{pk}, 1)$ (dans le cas RANDOM), en d'autres termes $c = \text{Enc}(\text{pk}, b)$
- \mathcal{A} choisit deux messages m_0, m_1 et les envoie à \mathcal{D}
- \mathcal{D} calcule c^* comme expliqué à la question précédente. Ici $c^* = \text{Enc}(\text{pk}, m_b)$ est bien un chiffré valide (et tiré au hasard parmi les chiffrés possibles), donc du point de vue de \mathcal{A} rien n'a changé
- \mathcal{A} renvoie un bit b''
- \mathcal{D} renvoie $b' = b''$

On a :

$$\Pr[\mathcal{D} \text{ wins Dist.}] = \Pr[b' = b] = \Pr[b'' = b] = \Pr[\mathcal{A} \text{ wins IND-CPA}] .$$

Sous l'hypothèse ci-dessus, pour tout distingueur \mathcal{D} : $|\Pr[\mathcal{D} \text{ wins Dist.}] - 1/2| = \text{negl}$, donc c'est vrai aussi pour tout adversaire \mathcal{A} contre IND-CPA ; le schéma est donc IND-CPA-sûr.

La preuve n'est pas tout à fait équivalente à ElGamal (où on a un facteur $1/2$ qui apparaît) mais elle est intéressante.

Entrée : $x, N, e = \sum_{i=0}^{k-1} e_i 2^i$
Sortie : $x^e \bmod N$

```

1:  $R_0 \leftarrow 1, R_1 \leftarrow x$ 
2: for  $i = k-1, k-2, \dots, 0$  do
3:   if  $e_i = 1$  then
4:      $R_0 \leftarrow R_0 \cdot R_1 \bmod N$ 
5:      $R_1 \leftarrow R_1 \cdot R_1 \bmod N$ 
6:   else
7:      $R_1 \leftarrow R_1 \cdot R_0 \bmod N$ 
8:      $R_0 \leftarrow R_0 \cdot R_0 \bmod N$ 
9:   end if
10: end for
11: Return  $R_0$ 

```

Montgomery power ladder

On considère l'algorithme suivant (*Montgomery power ladder*).

Question 8. Montrer que l'algorithme est correct. Quel est son intérêt ?

Solution. Soit $f_i = \sum_{j=i}^{k-1} e_j 2^{j-i}$. Alors avant la boucle $R_0 = x^{f_{k-1}}$ et $R_1 = xR_0$.

L'hypothèse de récurrence est que à chaque itération de la boucle : $R_0 = x^{f_i}$ et $R_1 = x^{f_i+1}$.

En effet, si $e_i = 1$ alors la mise à jour est :

$$\begin{cases} R_0 \leftarrow R_0 R_1 = x^{2f_i+1} \\ R_1 \leftarrow R_1^2 = x^{2f_i+2} \end{cases} \quad (1)$$

si $e_i = 0$ alors :

$$\begin{cases} R_1 \leftarrow R_0 R_1 = x^{2f_i+1} \\ R_0 \leftarrow R_0^2 = x^{2f_i} \end{cases} \quad (2)$$

D'où le résultat par récurrence triviale.

L'intérêt est d'avoir un algorithme en temps constant, qui contient le même nombre d'opérations quel que soit l'exposant e .