

Probabilité et Statistique

Contents

1	Introduction	2
2	Modélisation	3
2.1	Processus avec N États	3
2.2	Processus à Deux États	3
2.2.1	Chaine de Markov	3
2.2.2	Propriété de la chaine	6
2.2.3	Mesure invariante	6
2.2.4	Cas particulier	10
3	Processus aléatoire à temps discret	12
4	Conclusion	17
5	Code	17

1 Introduction

L'homme à toujours utiliser un moyen d'échange à travers l'histoire. Ceci allant de la Troc aux objets (précieux) d'échanges, jusqu'à aujourd'hui l'utilisation la monnaie comme moyen d'échanges garantie (en valeur) par les autorités publics. La quantité de la monnaie en circulation, tel qu'elle soit, influe sur sa valeur (fiduciaire) à l'instant t . Le terme économique utilisé pour désigner la quantité de monnaie en circulation est appelée **Masse Monétaire**. De fait cette masse monétaire joue sur le prix des biens et services, et peut être sources d'inflation (en cas d'augmentation de cette dernière), c'est à dire une hausse des prix du fait de la baisse de sa valeur. Mais elle peut aussi être source de désinflation voir déflation (en cas de baisse de cette dernière), c'est à dire une baisse de croissance des prix voir une baisser des prix du fait de la hausse ainsi de sa valeur.

Toutefois en europe du faits de l'intégration à l'Union Européenne, les pays membres se voit des quotas de masse monétaire qui leurs sont attribués, En fonction de la conjoncture économiques à la laquelle ils font face. De ce fait, La quantité de monnaie fabriquée varie d'un pays à l'autre. En outre de fait l'existence de la monnaie unique, le processus d'intégration aujourd'hui va de paire avec le libre échange. Ce qui rend le schéma plus complexe. En effet les pays membres, n'ayant pas les mêmes quantités de monnaies fabriquées, peuvent se retrouver en possession de monnaie originaires des autres pays voisins. Le defis aujourd'hui étant de trouver un moyen de pouvoir connaitre la masse monétaire en circulation qui est originaire du pays et la masse monétaire en circulation qui non originaire du pays. Car la monnaie est un levier en matière de politique économique (plus précisément monétaire et financière), et permet d'agir sur la conjoncture économique (c'est à dire l'actualité économique du pays), avec son effet autant sur le long terme que le court terme.

Le Principal problème aujourd'hui face à ce genre de défis est surtout dû au fait que les facteurs influants dans ce processus d'échanges ne sont pas totalement maîtrisés ou sont souvent des facteurs latentes (c'est à dire que l'on peut pas observer). En effet les facteurs comme la compétitivité d'un pays à un autre que ce soit structurelles ou prix, ou les périodes de vacances... Sont des facteurs que l'on connaît mais que l'on ne peut pas tout le temps maîtriser.

Le deuxième principal problème est ainsi lié au temps. En effet le temps étant continue, l'échange de monnaie se font la plupart du temps avec un décalage inter-temporels. Ce qui fait que la masse monétaire originaires en circulation dans un pays, n'explique pas forcément la quantité monnaie non originaires dans le même pays. Cela se comprend particulièrement, dans la mesure ou la quantité de base dans chaque pays n'est jamais fixe même si les politiques au sein de l'Union Européenne tendent à exiger des critères de convergences comme celui-ci.

De ce fait nous essayerons à travers cette étude non pas d'expliquer ce processus d'échanges, mais surtout d'essayer de voir dans un cadre très simple si l'on peu obtenir un équilibre statistique.

C'est à dire s'il existerait un temps t à partir duquel pour tout échanges supplémentaires la masse monétaire originaire et la masse étrangère serait plus ou moins stable dans un pays.

2 Modélisation

2.1 Processus avec N États

Sous les hypothèses du processus d'échanges nous comprenons dès lors qu'il faut essayer de voir comment ce système fonctionnerait avec plusieurs États (comme c'est le cas en réalité).

Supposons d'abord :

- N états dans un processus d'échanges , avec Q la masse monétaire (totale) .
- Le temp t est discret et Q est constant à travers le t
- Un seul type de monnaie échangée (1 euro) .

Donc à chaque temps t nous avons:

$$Q = \sum_1^N q_i$$

q_i est la de monnaie de L'état i

États	temps 1	temps 2	temps 3
1	q_{1t_1}	q_{1t_2}	q_{1t_3}
2	q_{2t_1}	q_{2t_2}	q_{2t_3}
.
.
.
.
N	q_{Nt_1}	q_{Nt_2}	q_{Nt_3}
Masse monétaire	$Q = \sum_1^N q_{it_1}$	$Q = \sum_1^N q_{it_2}$	$Q = \sum_1^N q_{it_3}$

la visualisation de ce genre de processus est complexe compte tenue des interactions qu'ils peuvent y avoir entre les états.

2.2 Processus à Deux États

2.2.1 Chaîne de Markov

Nous allons maintenant considérer un système d'échange à deux états. Nous conservons entre autre les hypothèses précédentes.

Soit :

- **A** et **B** deux états.
- Nous supposons le temps discret, N_A et N_B la quantité de monnaie respective à ces deux pays, avec $N_A \leq N_B$.
- À chaque temps ($t \in \mathbb{N}$), nous avons ce phénomène qui se produit :

code1

- Soit $X(t)$ la variable aléatoire associée à l'événement "la quantité de pièce de un euro dans A à l'instant t", $\forall t \in \mathbb{N}$, $X(t) \in [0, N_A]$.

code2

Soit $k \in [1, N_A - 1]$, soit $t \in \mathbb{N}$, À l'état k (c'est à dire $X(t) = k$) :

- Si $X(t+1) = k - 1$, alors il y aura $k - 1$ pièces de 1 euro de A dans le pays A . et il y aura $N_A - (k - 1)$ pièces de 1 euro de B dans A, car la pièce ayant quittée A était de A (avec probabilité $\frac{k}{N_A}$) et celle qui est arrivée dans A était originaire de B (avec probabilité $\frac{N_B - (N_A - k)}{N_B}$).

En sachant que les deux événements sont indépendants, donc la probabilité de transition est la suivante:

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(X(t+1) = k - 1 | X(t) = k) &= \frac{k}{N_A} \left(\frac{N_B - (N_A - k)}{N_B} \right) \\ &= \frac{k}{N_A} \left(1 - \frac{N_A}{N_B} + \frac{k}{N_B} \right) \\ &= \frac{k}{N_A} \left(1 - \rho + \rho \frac{k}{N_A} \right) \end{aligned} \quad (1)$$

* Avec $\rho = \frac{N_A}{N_B}$

- Si $X(t+1) = k + 1$, alors il y aura $k + 1$ pièces de 1 euro de A dans A et $N_A - (k + 1)$ pièces de 1 euro de B dans A, car la pièce ayant quittée A était de B (avec probabilité $\frac{N_A - k}{N_A}$) et celle qui est arrivée dans A était originaire de A (avec probabilité $\frac{N_A - k}{N_B}$).

En sachant que dans cas aussi les deux événements sont indépendants, donc la probabilité de transition est la suivante:

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(X(t+1) = k + 1 | X(t) = k) &= \left(\frac{N_A - k}{N_A} \right) \left(\frac{N_A - k}{N_B} \right) \\ &= \left(1 - \frac{k}{N_A} \right) \left(\frac{N_A}{N_B} - \frac{k}{N_B} \right) \\ &= \left(1 - \frac{k}{N_A} \right) \left(\rho - \rho \frac{k}{N_A} \right) \\ &= \rho \left(1 - \frac{k}{N_A} \right)^2 \end{aligned} \quad (2)$$

Si $X(t+1) = k$, alors il y aura k pièces de 1 euro de A dans A et $N_A - k$ pièces de B dans A . Dans ce cas il y a deux possibilités:

- la pièce ayant quitté A était de A (avec probabilité $\frac{k}{N_A}$) et celle arrivée dans A était originaire de A (avec probabilité $\frac{N_A - k}{N_B}$).
- Ou bien la pièce ayant quitté A était de B (avec probabilité $\frac{N_A - k}{N_A}$) et celle qui est arrivée dans A était originaire de B (avec probabilité $\frac{N_B - (N_A - k)}{N_B}$).

Et sachant que les événements sont deux à deux disjoints, la probabilité de transition est la suivante:

$$\begin{aligned}\mathbb{P}(X(t+1) = k | X(t) = k) &= \left(\frac{k}{N_A}\right)\left(\frac{N_A - k}{N_B}\right) + \left(\frac{N_A - k}{N_A}\right)\left(\frac{N_B - (N_A - k)}{N_B}\right) \\ &= \frac{k}{N_A}\rho\left(1 - \frac{k}{N_A}\right) + \left(1 - \frac{k}{N_A}\right)\left(1 + \rho + \rho\frac{k}{N_A}\right) \\ &= \left(1 - \frac{k}{N_A}\right)\left(1 + \rho + 2\rho\frac{k}{N_A}\right)\end{aligned}\quad (3)$$

- Pour $X(t) = 0$, $\mathbb{P}(X(t+1) = 1 | X(t) = 0) = 1$. Et pour $X(t) = N_A$, $\mathbb{P}(X(t+1) = N_A - 1 | X(t) = N_A) = 1$
- Soit $j, i \in [0, N_A]$ tel que $|i - j| \geq 2$, $\mathbb{P}(X(t+1) = j | X(t) = i) = \mathbb{P}(X(t+1) = i | X(t) = j) = 0$.

Nous pouvons ainsi dire que la probabilité dans un état (de 0 à N_A) ne dépend que de l'état précédent dans notre modèle. Donc nous pouvons bien affirmer que l'on a une chaîne de Markov homogène finie avec la matrice de transition suivante.

$$\begin{pmatrix} r_0 & p_0 & & & & & & & & & \\ q_2 & r_2 & p_2 & & & & & & & & \\ q_3 & r_3 & p_3 & & & & & & & & \\ & \cdot & \cdot & \cdot & & & & & & & \\ & & \cdot & \cdot & \cdot & & & & & & \\ & & & \cdot & \cdot & \cdot & & & & & \\ & & & & \cdot & \cdot & \cdot & & & & \\ & & & & & \cdot & \cdot & \cdot & & & \\ & & & & & q_k & r_k & p_k & & & \\ & & & & & & \cdot & \cdot & \cdot & & \\ & & & & & & & \cdot & \cdot & \cdot & \\ & & & & & & & & \cdot & \cdot & \cdot \\ & & & & & & & & & q_{N_A-1} & r_{N_A-1} & p_{N_A-1} \\ & & & & & & & & & q_{N_A} & r_{N_A} & p_{N_A} \end{pmatrix} \quad (0)$$

Avec $\forall t \in \mathbb{N}, \forall k \in [1, N_A - 1]$:

$$\Rightarrow \begin{cases} r_k = \mathbb{P}(X(t+1) = k | X(t) = k) = \left(1 - \frac{k}{N_A}\right)\left(1 + \rho + 2\rho\frac{k}{N_A}\right) \\ p_k = \mathbb{P}(X(t+1) = k+1 | X(t) = k) = \rho\left(1 - \frac{k}{N_A}\right)^2 \\ q_k = \mathbb{P}(X(t+1) = k-1 | X(t) = k) = \frac{k}{N_A}\left(1 - \rho + \rho\frac{k}{N_A}\right) \end{cases}$$

$$r_0 = r_{N_A} = 0, q_{N_A-1} = p_0 = 1$$

Dans le cas ou $N_A = N_B = N$, entrainant $\rho = 1$, nous avons :

$$\Rightarrow \begin{cases} r_k = \mathbb{P}(X(t+1) = k | X(t) = k) = \frac{2k}{N_A} (1 - \frac{k}{N_A}) \\ p_k = \mathbb{P}(X(t+1) = k+1 | X(t) = k) = (1 - \frac{k}{N_A})^2 \\ q_k = \mathbb{P}(X(t+1) = k-1 | X(t) = k) = (\frac{k}{N_A})^2 \end{cases}$$

2.2.2 Propriété de la chaine

- **Périodicité**

Soit $x \in E$ et $R(x) = \{t \in N^*, P^t(x, x) > 0\}$, On appelle période de x le PGCD($R(x)$), si la période est égale 1 alors la chaine est Apériodique.

Donc la chaine étudié est Aperiodique.

- **irréductible**

Car pour tout $x, y \in [0, N_A]$ avec $|x - y| \leq 1$ nous avons xRy et yRx

2.2.3 Mesure invariante

Sachant que la chaine est homogène finie irréductible et Apériodique un théorème affirme qu'elle admet

une mesure invariante π , tel que $\pi = \pi P$, et pour toute mesure initiale μ et tout $k \in [0, N_A]$, T assez grand :

$$\frac{1}{T} \sum_{t=0}^{T-1} \mathbb{1}_{\{X(t)=k\}} \Rightarrow \pi(k) \quad (ps)$$

$$\pi = \pi P \Rightarrow \begin{cases} \pi_0 = r_0\pi_0 + q_1\pi_1 \\ \pi_1 = p_0\pi_0 + r_1\pi_1 + q_2\pi_2 \\ \vdots \\ \pi_k = p_{k-1}\pi_{k-1} + r_k + q_{k+1} \\ \vdots \\ \pi_{N_A} = p_{N_A-1}\pi_{N_A-1} + r_{N_A} + q_{N_A+1} \end{cases}$$

$$r_k + p_k + q_k = 1$$

$$\Rightarrow \begin{cases} (1 - r_0)\pi_0 = q_1\pi_1 \\ (1 - q_1 - r_1)\pi_1 = q_2\pi_2 \\ \dots \\ (1 - q_k - r_k)\pi_k = q_{k+1}\pi_{k+1} \\ \dots \\ (1 - q_{N_A-1} - r_{N_A-1})\pi_{N_A-1} = q_{N_A}\pi_{N_A} \end{cases} \Rightarrow \begin{cases} p_0\pi_0 = q_1\pi_1 \\ p_1\pi_1 = q_2\pi_2 \\ \dots \\ p_k\pi_k = q_{k+1}\pi_{k+1} \\ \dots \\ p_{N_A-1}\pi_{N_A-1} = q_{N_A}\pi_{N_A} \end{cases}$$

En écrivant en fonction π_0

$$\Rightarrow \left\{ \begin{array}{l} \pi_1 = \frac{p_0}{q_0} \pi_0 \\ \pi_2 = \frac{p_0 p_1}{q_1 q_2} \pi_0 \\ \dots \\ \dots \\ p_k \pi_k = \frac{p_{k-1} \dots p_0}{q_k \dots q_1} \pi_0 \\ \dots \\ \dots \\ p_{N_A} \pi_{N_A} = \frac{p_{N_A-1} \dots p_0}{q_{N_A} \dots q_1} \pi_0 \end{array} \right.$$

$$\text{Avec } \sum_{k=0}^{N_A} \pi_k = 1$$

- Dans le cas ou $N_A = N_B = N$ nous avons :

$$\pi_k = \frac{p_{k-1} \dots p_0}{q_k \dots q_1} \pi_0 = \frac{\prod_0^k \left(\frac{N-k'+1}{N}\right)^2}{\prod_1^k \left(\frac{k'}{N}\right)^2} \pi_0 = \frac{\prod_0^k (N-k'+1)^2}{\prod_1^k k'^2} = \frac{(N!)^2}{k!^2 (N-k)^2} \pi_0 = \binom{N}{k}^2 \pi_0$$

$$\text{or } \sum_0^N \pi_k = 1 \Rightarrow \sum_0^N \binom{N}{k}^2 \pi_0 = \pi_0 \binom{2N}{N} = 1 \Rightarrow \pi_0 = \binom{2N}{N}^{-1}$$

Donc :

•

$$\pi_k = \binom{N}{k}^2 \pi_0 = \frac{\binom{N}{k}^2}{\binom{2N}{N}} = \frac{\binom{N}{k} \binom{N}{N-k}}{\binom{2N}{N}}$$

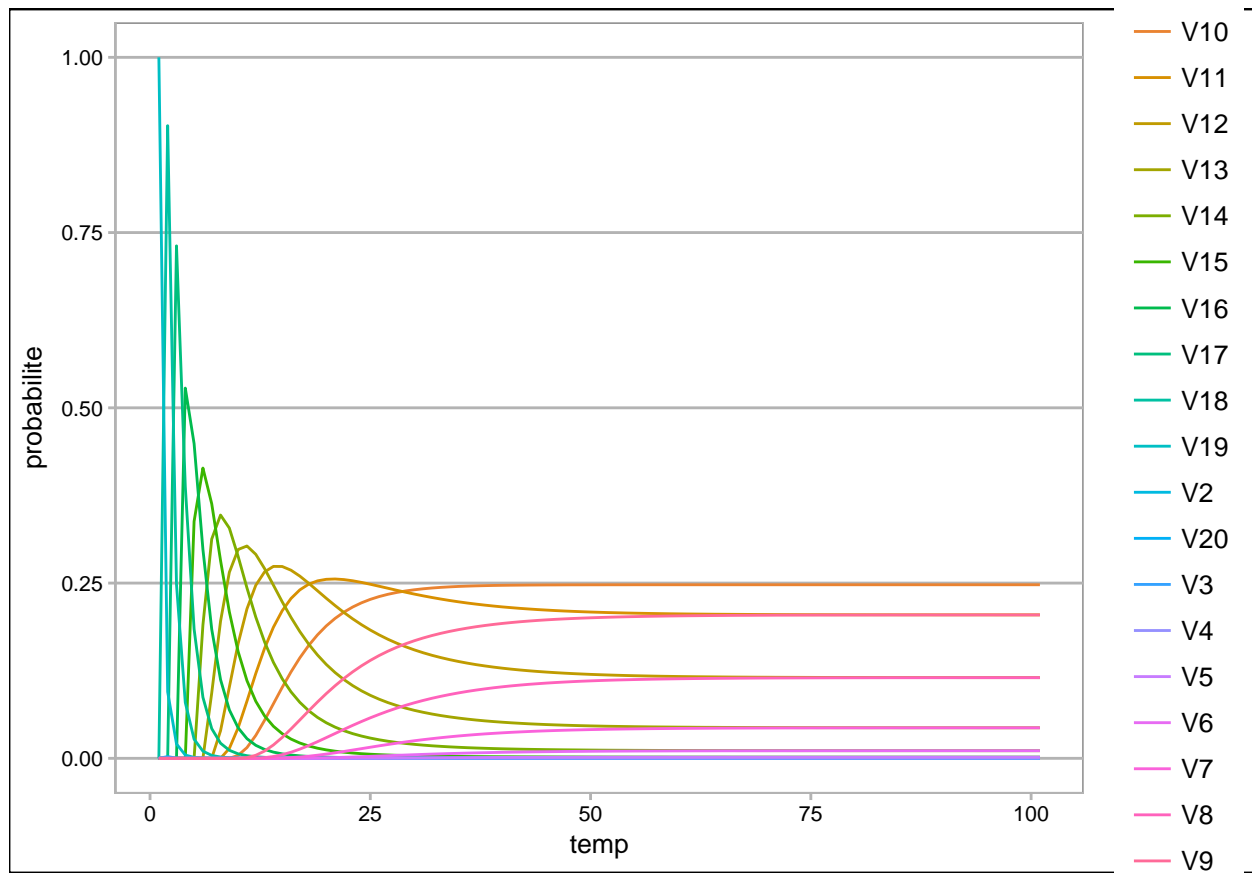
D'ailleurs cela correspond à une loi hypergéométrique de raison N , un équilibre avec une répartition des pièces de 1 euros aléatoire entre les deux états.

En translatant le problème pour le cas $N_A \leq N_B$:

$$\begin{aligned} \Rightarrow \pi_k &= \frac{p_{k-1} \dots p_0}{q_k \dots q_1} \pi_0 = \frac{\rho^k \frac{1}{N_A^k} (N_A(N_A-1) \dots (N_A-(k-1)))^2}{\frac{k!}{N_A^k} (1 - \frac{N_A}{N_B} + \frac{k}{N_B}) \dots (1 - \frac{N_A}{N_B} + \frac{1}{N_B})} \pi_0 = \frac{\rho^k \frac{N_A!^2}{(N_A-k)!^2}}{\frac{k!}{N_B^k} ((N_B - (N_A - k)) \dots (N_B - (N_A - 1)))} \pi_0 = \\ &= \frac{\rho^k \frac{N_A!^2}{(N_A-k)!^2}}{\frac{k!}{N_B^k} \frac{N_B!}{(N_B-N_A)!}} \pi_0 = \frac{N_A!^2}{(N_A-k)!^2} * \frac{1}{N_A^k k!} \frac{(N_B - N_A)!}{N_B!} \approx \frac{\binom{N_A}{k} \binom{N_B}{N_A-k}}{\binom{N_A+N_B}{N_A}} \end{aligned}$$

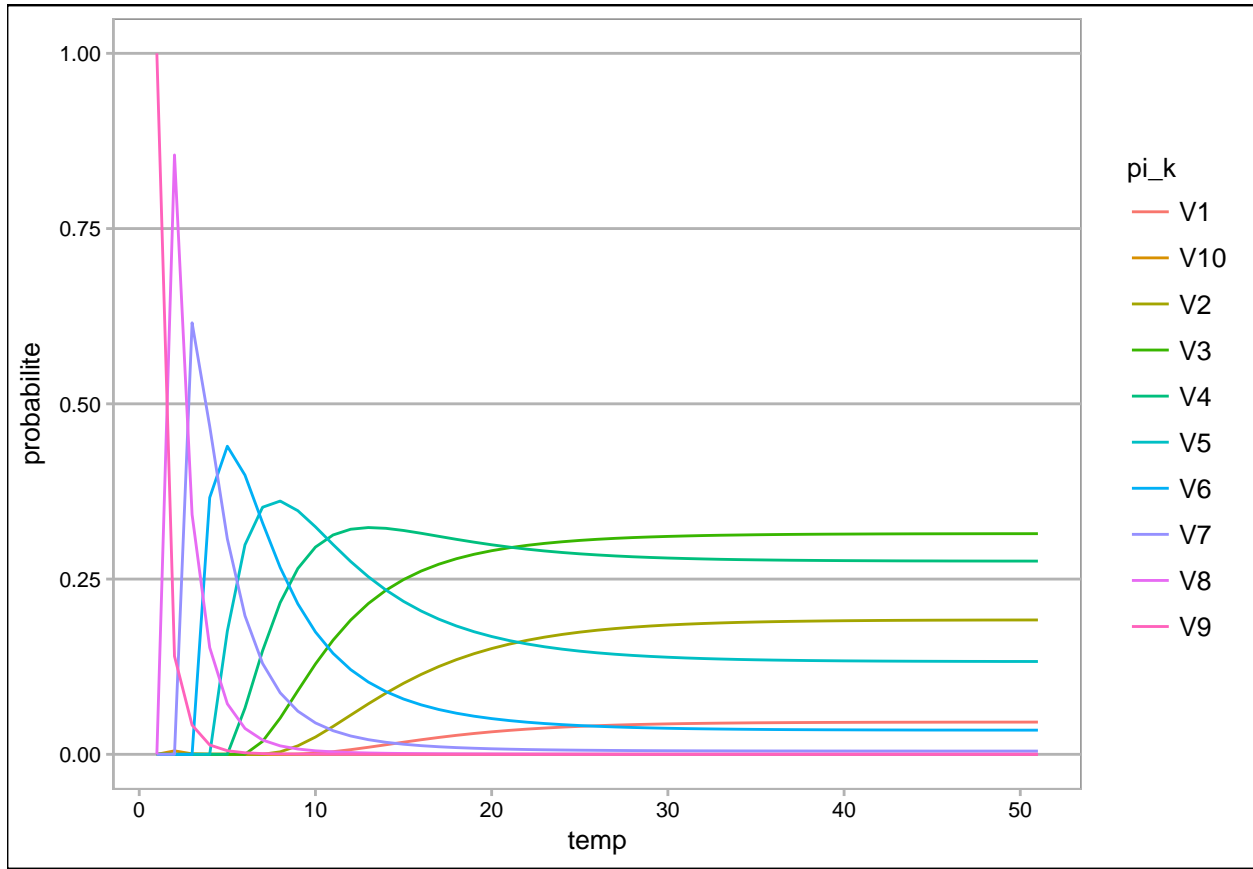
Nous comprenons dès lors que ce modèle est très simpliste comparé à la réalité. Mais l'intérêt est surtout de voir au bout de combien de temps nous nous s'approcherons de l'équilibre.

Le graphique ci-dessous correspond à une simulation avec $N_A = 20, N_B = 20$ et $X(0) = 20$, c'est à dire que l'état A possédait au départ 20 pièces de 1 euro qu'elle a fabriqué et 0 pièce de l'état B .

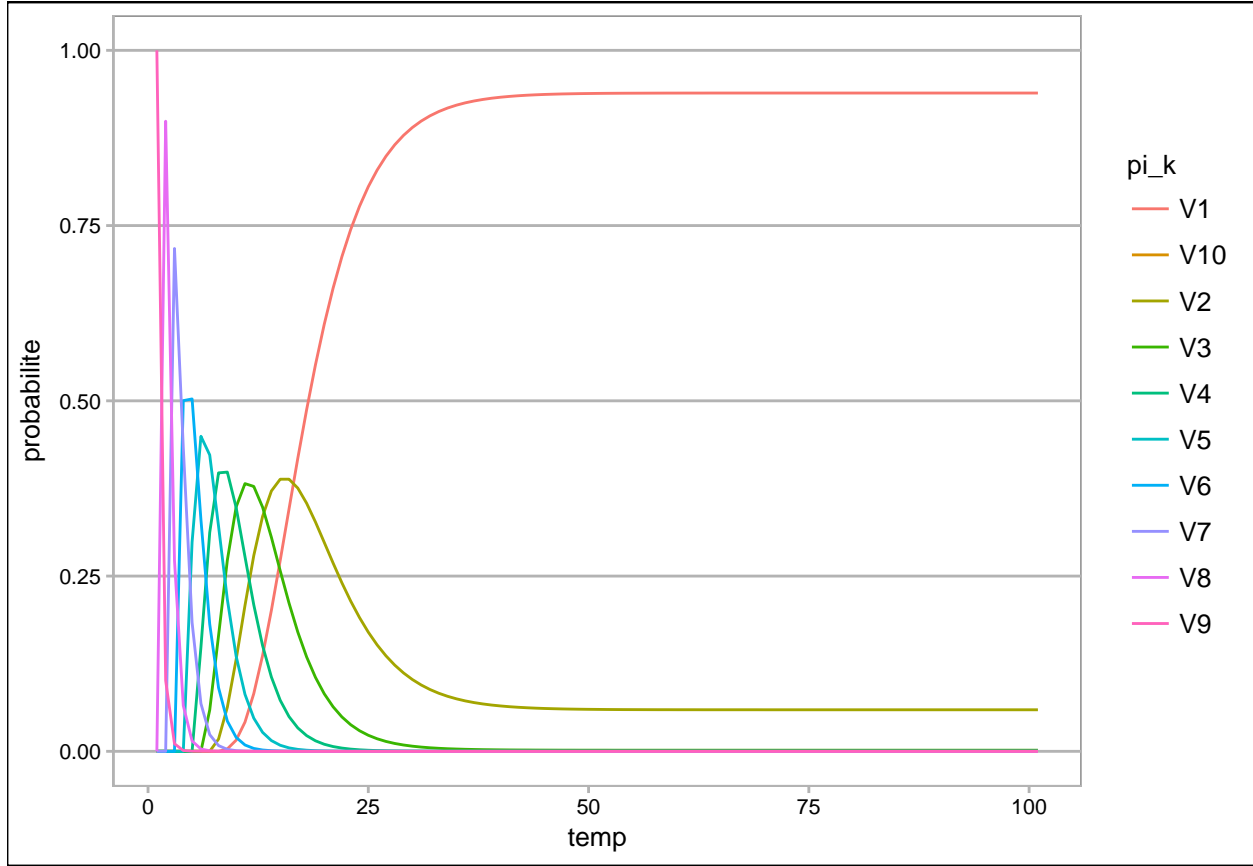


- Nous pouvons constater que à partir du temps $t = 60$ un équilibre commence à se créer, avec $X(t)$ plus probable d'être entre $[8, 11]$. Ce qui représente la moitié plus ou moins.

Le graphique ci-dessous le cas ou $\rho = \frac{1}{2}$, c'est à dire $N_A = 10, N_B = 20$ et l'état A possédait au départ 10 pièces de 1 euro qu'elle a fabriqué et 0 pièce de l'état B .



- Nous pouvons remarquer avec ce graphique, comparé au cas précédent, que le temps pour atteindre l'équilibre stationnaire est deux fois plus petit. avec $X(t)$ plus probable d'être entre $[2, 5]$. Ce qui représente la moitié plus ou moins.
- Le graphique ci-dessous represente le cas ou $\rho \approx 0.125$, ce qui est proche de zéro. C'est à dire $N_A = 10, N_B = 800$ et l'état A possédait au départ 10 pièces de 1 euro qu'elle a fabriquée et 0 pièce de l'état B .



- En dépit du fait que la convergence se fait beaucoup plus tôt que précédemment, nous sommes presque sur de la convergence $X(t) = 2$ (avec $\approx 75\%$ de chance) c'est qui represente environ 10% des pièces fabriquées par A

Pour conclure cette partie nous pouvons dire que la valeur de ρ joue sur la vitesse de convergence vers l'équilibre. En effet une valeur de ρ trop proche de zéro entraine une vers convergence beaucoup plus rapide dans le temps contrairement à valeur de ρ proche de 1 (N_A pas trop différent de N_B) .

2.2.4 Cas particulier

Dans cette partie nous allons un deuxième modèle possible. Nous considérons $N_A = N$ et les pièces fabriquées par l'états sont reconnus par leurs numéros de fabrications.

L'idée étant que à chaque instant t une pièce parmi celles fabriquées par l'état A est prie de manière uniforme et change automatiquement de pays. la différence par rapport au modèle d'avant se base sur le fait que un seul pays ici est fabriquant des pièces. le but ici sera aussi voir au bout de combien de temps pourrions atteindre un équilibre. Ce modèle prend en compte le fait que en réalité les échanges ne se font pas forcément de manière simultanée.

- Soit l'état $X(t) = k$, avec $k \in [1, N-1]$:

Si $X(t+1) = k-1$ alors la pièce tirée était dans A (avec probabilité $\frac{k}{N}$).

Si $X(t+1) = k+1$ alors la pièce tirée était dans B (avec probabilité $\frac{N-k}{N}$). Si $k = 0$ alors forcément $X(t+1) = 1$ ou $k = N$ alors forcément $X(t+1) = N-1$.

De ce fait:

$$P = \begin{cases} r_k = \mathbb{P}(X(t+1) = k | X(t) = k) = 0 \\ p_k = \mathbb{P}(X(t+1) = k+1 | X(t) = k) = \frac{N-k}{N} \\ q_k = \mathbb{P}(X(t+1) = k-1 | X(t) = k) = \frac{k}{N} \end{cases}$$

Comme précédemment les $X(t+1)$ (pour $t \in [0, N-1]$) ne dépendent que de $X(t)$. Donc nous avons une chaîne de Markov irréductible récurrente positive de matrice P .

En reprenant la mesure invariante π_k nous obtenons:

$$\pi_k = \frac{p_{k-1} \dots p_0}{q_k \dots q_1} \pi_0 = \frac{\prod_0^k (\frac{N-k'+1}{N})}{\prod_1^k (\frac{k'}{N})} \pi_0 = \binom{N}{k} \pi_0$$

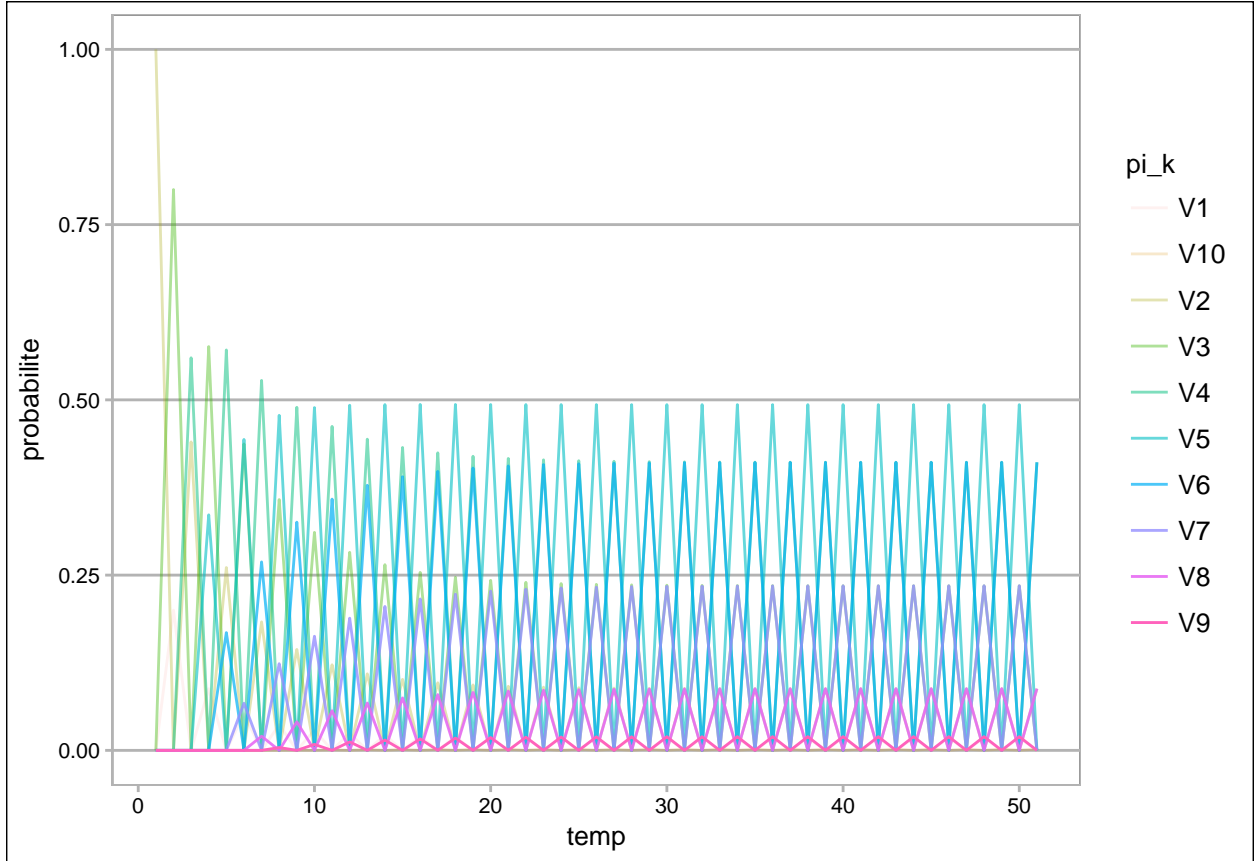
Donc :

$$\sum_0^N \binom{N}{k} \pi_0 = 1 \Rightarrow \pi_0 (1+1)^N = 1 \Rightarrow \pi_k = \binom{N}{k} \frac{1}{2^N} = \binom{N}{k} \left(\frac{1}{2}\right)^k \left(\frac{1}{2}\right)^{N-k}$$

.

Sachant $X(t)$ est de loi π , nous pouvons dire que $X(t) \sim \text{Bin}(N, \frac{1}{2})$. D'ailleurs il s'agit particulièrement d'une marche aléatoire de $N \in \mathbb{N}$

Le graphique ci-dessous représente une simulation du modèle avec $N = 10$.



- Nous pouvons observer que $X(t)$ ne converge pas spécialement . Mais que toutefois on observe des sauts particulièrement autour de $\frac{N}{2}$. Ce qui correspond à l'obtention d'un régime stationnaire au bout d'un certain temps.

3 Processus aléatoire à temps discret

Nous considérons le premier modèle étudié.
soit:

$$\pi_k \approx \frac{\binom{N_A}{k} \binom{N_B}{N_A-k}}{\binom{N_A+N_B}{N_A}}$$

et

$$X(t) \rightarrow \pi$$

nous posons $\Lambda(t) = \frac{X(t)}{N_A}$ et $\lambda(t) = \mathbb{E}(\Lambda(t))$

$$\mathbb{E}[X(t+1)] = \sum_{k=0}^{N_A} k P(X(t+1) = k)$$

$$P(X(t+1) = k) = \sum_{i \in [k-1, k+1]} P(X(t+1) = k | X(t) = i) P(X(t) = i)$$

$$\mathbb{E}(X(t+1)) = \sum_0^{N_A} k \sum_{i \in [k-1, k+1]} P(X(t+1) = k | X(t) = i) P(X(t) = i)$$

$$= \sum_0^{N_A} k P_{k,k} P_k + \sum_0^{N_A} k P_{k-1,k} P_{k-1} + \sum_0^{N_A} k P_{k+1,k} P_{k+1}$$

$$= \sum_0^{N_A} k P_{k,k} P_k + \sum_1^{N_A} k P_{k-1,k} P_{k-1} + \sum_0^{N_A-1} k P_{k+1,k} P_{k+1}$$

$$= \sum_0^{N_A} k P_{k,k} P_k + \sum_0^{N_A} (k+1) P_{k,k+1} P_k + \sum_0^{N_A} (k-1) P_{k,k-1} P_k$$

$$= \sum_0^{N_A} P_k (k P_{k,k} + (k+1) P_{k,k+1} + (k-1) P_{k,k-1})$$

$$= \sum_0^{N_A} P_k (k(P_{k,k} + P_{k,k+1} + P_{k,k-1}) + P_{k,k+1} - P_{k,k-1})$$

$$\begin{aligned}
&= \sum_0^{N_A} P_k(k + P_{k,k+1} - P_{k,k-1}) \\
&= \sum_0^{N_A} P_k(k + \rho - \frac{k}{N_A} - \frac{k}{N_B}) \\
&= \sum_0^{N_A} kP_k - \frac{1+\rho}{N_A} \sum_0^{N_A} kP_k + \rho \sum_0^{N_A} P_k \\
&= \mathbb{E}[X(t)] - \frac{1+\rho}{N_A} \mathbb{E}[X(t)] + \rho
\end{aligned}$$

$$\mathbb{E}[X(t+1)] = \mathbb{E}[X(t)](1 - \frac{1+\rho}{N_A}) + \rho$$

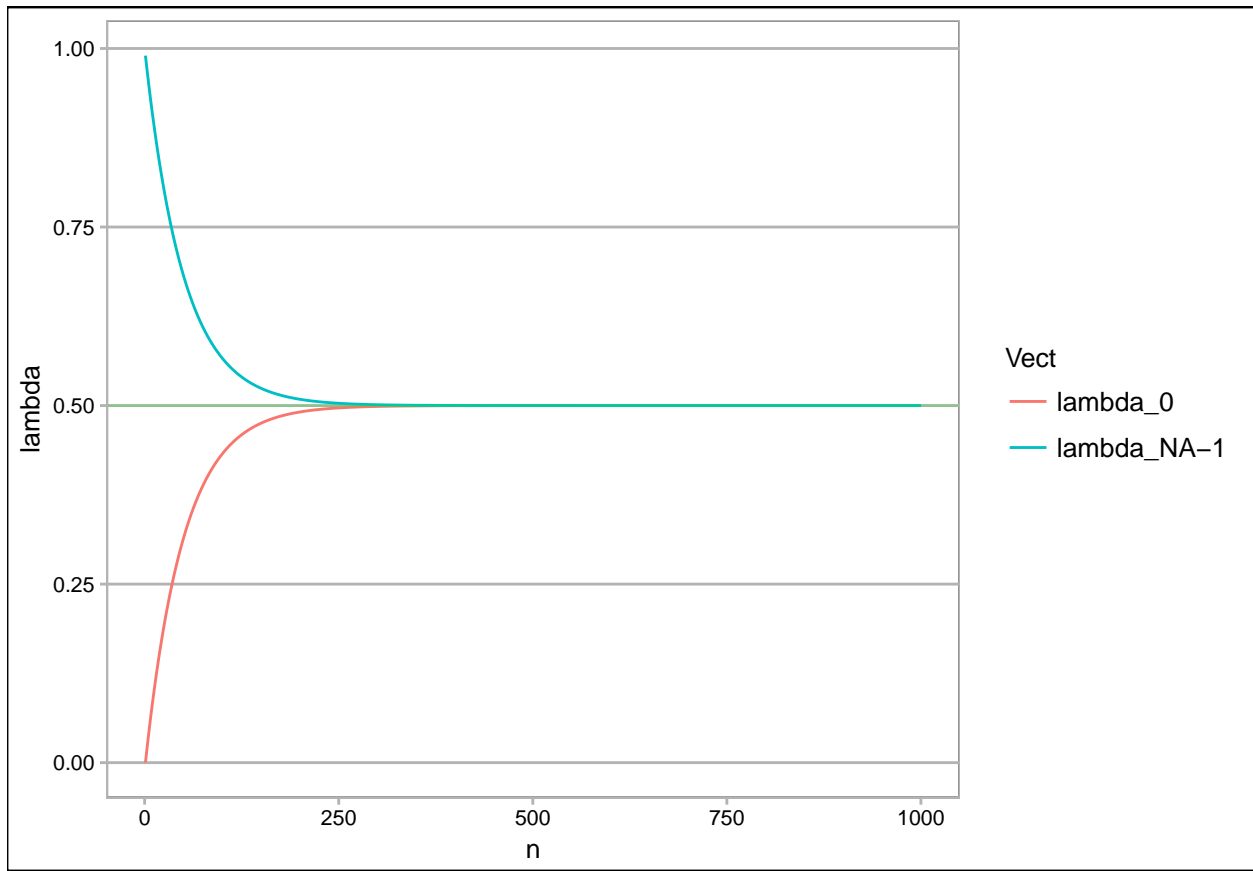
$$\iff \mathbb{E}[\frac{X(t+1)}{N_A}] = \mathbb{E}[\frac{X(t)}{N_A}](1 - \frac{1+\rho}{N_A}) + \frac{\rho}{N_A}$$

$$\iff \lambda(t+1) = \lambda(t)(1 - \frac{1+\rho}{N_A}) + \frac{\rho}{N_A}$$

or $\lambda(t) = \mathbb{E}(\Lambda(t)) = \frac{1}{N_A} \mathbb{E}(X(t)) = \frac{N_A}{N_A+N_B}$ Avec $\lambda(t)$ vérifiant la relation de récurrence suivante:

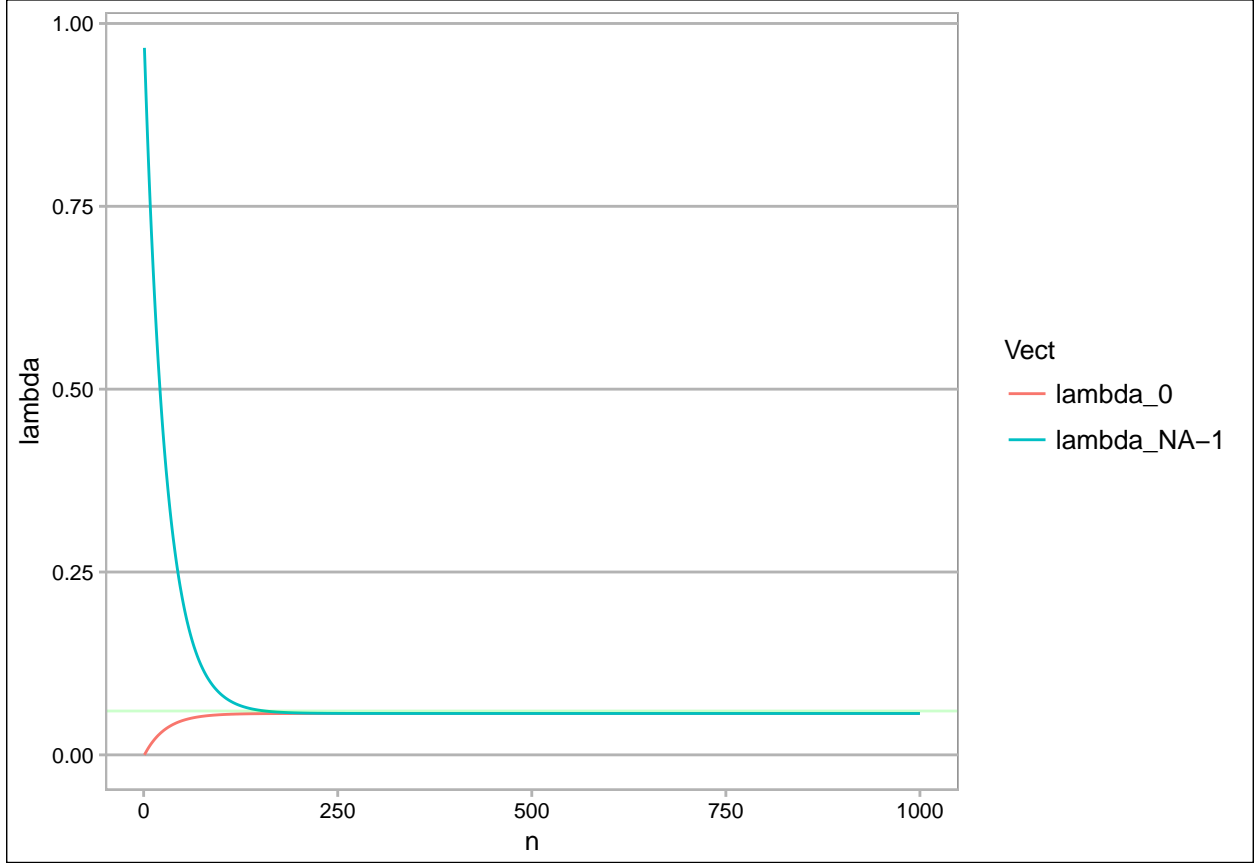
$$\lambda(t+1) = \lambda(t)(1 - \frac{1+\rho}{N_A}) + \frac{\rho}{N_A}$$

- Simulation de λ , pour $N_A = N_B$ (c'est à dire $\rho = 1$) avec $X(0) = 99$ et $X(0) = 0$



- Nous pouvons observer que lambda, l'espérance de la proportion des pièces de A dans A convergent vers $\frac{N_A}{N_A+N_B} = 0.5$ (à partir de t environ à 250)

- Simulation de λ , pour $N_A \leq N_B$ (c'est à dire $\rho \approx 0$) avec $X(0) = N_A - 1$ et $X(0) = 0$



- Nous pouvons voir comme précédemment, une convergence de λ vers $\frac{N_A}{N_A+N_B}$. Nous pouvons souligner le fait que la convergence est plus rapide quand ρ est proche 0

En utilisant le relation de récurrence de $\lambda(t+1)$ dans le cas $N_A = N_B$ nous obtenons :

$$\Lambda(t+1) = \frac{1}{N} + (1 - \frac{2}{N})\Lambda(t) + \frac{\sqrt{2\Lambda(t)(1-\Lambda(t))}}{N}\epsilon_{t+1}$$

Avec $\epsilon_t + 1 \sim \mathcal{N}(0, 1)$ le bruit au temps $t+1$

Sachant que $\lambda(t+1) \Rightarrow \frac{1}{2}$, pour centrer $\Lambda(t+1)$ On pose :

$$\begin{aligned} H(t) &= \Lambda(t) - \frac{1}{2} \iff H(t+1) = \Lambda(t+1) - \frac{1}{2} \\ &= \frac{1}{N} + (1 - \frac{2}{N})H(t) + \frac{1}{2} - \frac{1}{N} + \frac{\sqrt{(2(H(t) + \frac{1}{2})(\frac{1}{2} - H(t)))}}{N}\epsilon_{t+1} \\ &= \frac{1}{2} + (1 - \frac{2}{N})H(t) + \frac{\sqrt{(2(-H(t)^2) + \frac{1}{4})}}{N}\epsilon_{t+1} \\ &= \frac{1}{2} + (1 - \frac{2}{N})H(t) + \frac{\sqrt{(2(-H(t)^2) + \frac{1}{4})}}{N}\epsilon_{t+1} \end{aligned}$$

Sachant quand que $H(t)$ proche de 0 :

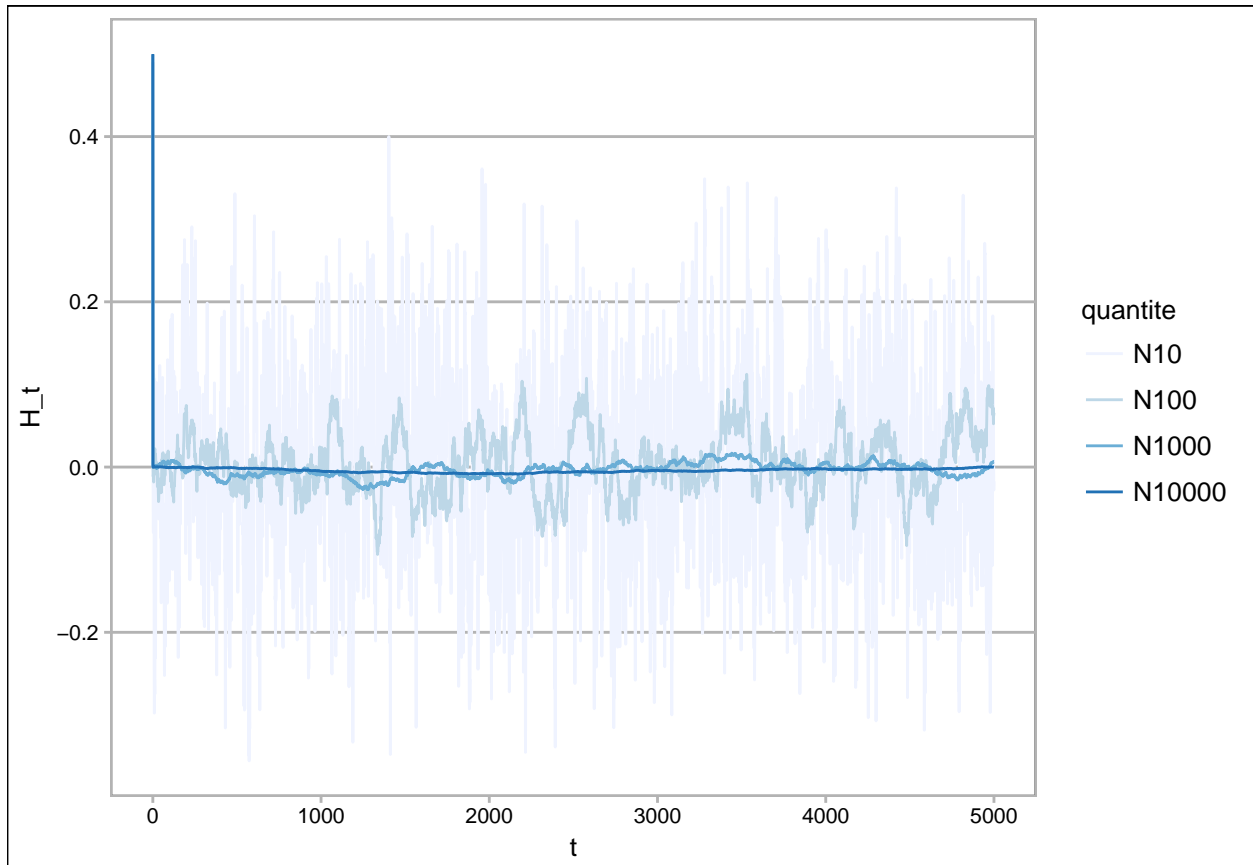
$$\begin{aligned}\Leftrightarrow \Lambda(t+1) &\approx \frac{1}{2} + (1 - \frac{2}{N})H(t) + \frac{1}{\sqrt{2N}}\epsilon_{t+1} \\ \Leftrightarrow H(t+1) &\approx (1 - \frac{2}{N})H(t) + \frac{1}{\sqrt{2N}}\epsilon_{t+1}\end{aligned}$$

En supposant que les ϵ_i soit iid ,

$$Y(t+1) = aY(t) + \sigma\epsilon_{t+1}$$

Dans ce cas nous obtiendrons un régime stationnaire (comme dans le **Cas Particulier**).
Et dans ce cas pour tout $t \in \mathbb{N}$, $H(t) \rightarrow \mathcal{N}(0, \frac{1}{8N})$.

- Simulation de $H(t)$ en fonction de N



- Avec ce graphique nous pouvons voir que l'on obtient un regime stationnaire (c'est dire un sentier stable dans le processus) , avec un écart-type σ qui décroît fortement avec N (qui augmente). Nous pouvons néanmoins noté que la stabilité dans le processus est plus garantit (dans le long terme) par N assez grand.

4 Conclusion

Pour conclure nous pouvons dire qu'à travers les modèles présentés, l'équilibre recherché n'est pas forcément atteint. Toutefois modèles garantissent un régime stationnaire autour du point de convergence. Ce régime stationnaire serait dû à un déséquilibre causé par les bruits corrélés (à chaque t). Nous avons pu constater néanmoins que une différence grande en quantité de monnaie fabriquée par deux pays, converge non seulement plutôt vers la mesure invariante. Mais aussi donne régime stationnaire dans lequel la dispersion est beaucoup moins forte. Nous pouvons souligner cette faible dispersion dans le cas où la masse monétaire dans les deux pays est très grande. Toutefois ce modèle ne prend pas en compte ni le type de masse monétaire ni les différences que peuvent avoir deux pays. Il ne prend aussi pas en compte le décalage inter-temporels dans les échanges qui fait que la masse monétaire globale varie aussi dans le temps.

5 Code

```
library(ggplot2)
library(magrittr)
library(rmarkdown)
library(dplyr)
library(tidyr)
library(RColorBrewer)
library(reshape2)
library(ggthemes)
library(MASS)
library(viridis)
library(GSIF)
library(ggtern)
library(geomnet)
library(ggmap)
library(ggfortify)
library(vars)
library(maps)
library(rgdal)
library(animation)
library(class)
library(combinat)
library(grDevices)
library(markovchain)
library(igraph)
library(diagram)
library(stringr)

#fonction mmatrice de transition
makemat=function(N_A,N_B){
  ro=N_A/N_B
```

```

matrice=matrix(0,nrow=N_A,ncol=N_A)
matrice[1,2]=ro
matrice[1,1]=1-ro
matrice[N_A,N_A-1]=1
for(i in 1:N_A-1){
  for(j in 1:N_A-1){
    if(i==j & i!=1){
      matrice[i,j]=(1-i/N_A)*(1-ro+2*ro*(i/N_A))
      matrice[i,j-1]=(i/N_A)*(1-ro+ro*(i/N_A))
      matrice[i,j+1]=ro*(1-i/N_A)^2
    }
  }
}
return(matrice)
}

matrice=makemat(10,10)

pi0=c(0,1,0,0,0,0,0,0,0,0)

#mesure invariant
measureinv=function(N_A,N_B){
  pi=vector("double",length=N_A)
  for(i in 1:N_A){
    pi[i]=(choose(N_A,i)*choose(N_B,N_A-i))/choose(N_A+N_B,N_A)
  }
  pi
}

inv10=measureinv(10,14)

# fonction qui retourne un vecteur de mesure à chaque temps t
temp=function(N_A,N_B,initial,imax,iteration){
  t=0
  mat=makemat(N_A,N_B)
  measure=measureinv(N_A,N_B )
  pi0=vector("double",length=N_A)
  pi0[initial]=1
  pi=pi0%*%mat
  historique=pi
}

```

```

# tant que pi different de mesure invariante, faire instructions
while(round(pi,iteration) != round(mesure,iteration) && t<imax ){
  pi=pi%%mat

  historique=rbind(historique,pi)
  t=t+1
}
list(temps=pi,histo=historique,t=t)
}

mesure=temp(10,14,10,200)
historique=as.data.frame(mesure$histo)
historique
round(inv10,7)
round(mesure$temps,3)
mesure$t
historique = historique %>%
  gather(key = Etats,value=mesure)

historique$Etats=as.factor(historique$Etats)

historique=historique %>%
  group_by(Etats)%>%
  mutate(n=1:n())

# Graphique convergence pi
ggplot(historique,aes(x=n,y=mesure,col=Etats,main="Convergence Etats"))+
  geom_line()+
  xlab("temp")+
  theme_calc()
mesure=temp(20,20,20,100,10)
historique=as.data.frame(mesure$histo)

historique = historique %>%
  gather(key = pi_k,value=probabilite)

historique$pi_k=as.factor(historique$pi_k)

historique=historique %>%
  group_by(pi_k)%>%
  mutate(n=1:n())

# Graphique convergence pi
ggplot(historique,aes(x=n,y=probabilite,col=pi_k,fill=pi_k,main="Convergence Etats"))+
  geom_line()+
  xlab("temp")+
  theme_calc()

```

```

# fonction pour matrice de transition (cas particulier)
makemat2=function(N_A){
  matrice=matrix(0,nrow=N_A,ncol=N_A)
  matrice[1,2]=1
  matrice[N_A,N_A-1]=1
  for(i in 1:N_A-1){
    for(j in 1:N_A-1){
      if(i==j & i!=1){
        matrice[i,j-1]=i/N_A
        matrice[i,j+1]=(1-i/N_A)
      }
    }
  }
  return(matrice)
}

matrice1=makemat2(20)

#mesure invariant 2 (cas partiulier)
measureinv2=function(N_A){
  pi=vector("double",length=N_A)
  for(i in 1:N_A){
    pi[i]=(choose(N_A,i)*(1/2)^N_A)
  }
  pi
}
measure1=measureinv2(10)

temp1=function(N_A,initial,imax,arrondi){
  t=0
  mat=makemat2(N_A)
  mesure=measureinv2(N_A )
  pi0=vector("double",length=N_A)
  pi0[initial]=1
  pi=pi0%*%mat
  historique=pi
  # tant que pi different de mesure invariante, faire instructions
  while(round(pi,arrondi)!=round(mesure,arrondi) && t<imax ){
    pi=pi%*%mat

    historique=rbind(historique,pi)
    t=t+1
  }
}

```

```

    }
    list(temps=pi,histo=historique,t=t)
  }

  mesure1=temp1(10,1,50,50)

  historique1=as.data.frame(mesure1$histo)

  historique1 = historique1 %>%
    gather(key = pi_k,value=probabilite)

  historique1$pi_k=as.factor(historique1$pi_k)

  historique1=historique1 %>%
    group_by(pi_k)%>%
    mutate(n=1:n())

  ggplot(historique1,aes(x=n,y=probabilite,col=pi_k,main="Convergence Etats",alpha=pi_k))+
    geom_line()+
    xlab("temp")+
    theme(legend.position="none")+
    theme_calc()+
    scale_color_discrete()

#simulation Lambda

simul=function(N_A,N_B,t,lambda0){
  lambda=lambda0/N_A
  rho=N_A/N_B
  vect=vector("double",length=t)
  vect[1]=lambda
  for(i in 2:t){
    vect[i]=lambda*(1-(1+rho)/N_A)+rho/N_A
    lambda=vect[i]
  }
  vect=cbind(vect,n=1:length(vect))
}

# Simulation de lambda 1

f=simul(100,100,1000,99)
f1=simul(100,100,1000,0)
fam=as.data.frame(f)
names(fam)=c("lambda_NA-1","n")
fam1=as.data.frame(f1)
fam=fam %>%

```

```

    mutate(lambda_0=fam1$vect)%>%
    gather(key=Vect,value =valeur,-n )%>%
tbl_df()

fam$Vect=as.factor(fam$Vect)

ggplot(fam,aes(x=n,y=valeur,col=Vect))+
  geom_line()+
  theme_calc()+
  ylab("lambda")+
  geom_hline(yintercept =1/2,alpha=0.2,show.legend = T,col="green")

# Simulation de lambda 2

f=simul(30,500,1000,29)
f1=simul(30,500,1000,0)

fam=as.data.frame(f)
names(fam)=c("lambda_NA-1","n")
fam1=as.data.frame(f1)
fam=fam %>%
  mutate(lambda_0=fam1$vect)%>%
  gather(key=Vect,value =valeur,-n )%>%
tbl_df()

fam$Vect=as.factor(fam$Vect)

ggplot(fam,aes(x=n,y=valeur,col=Vect))+
  geom_line()+
  theme_calc()+
  ylab("lambda")+
  geom_hline(yintercept =30/500,alpha=0.2,show.legend = T,col="green")

# Simulation H_t
# fonction qui renvoie un tableau avec t et H(t)
simul2=function(N,t){
  X_0=N-1
  lambda_0=X_0/N-1/2
  vect=vector("double",length=t+1)
  lambda_t=lambda_0
  vect[1]=lambda_t
  H_t=lambda_t-1/2
  for(i in 2:t+1){

    vect[i]=(1-2/N)*H_t + 1/(N*sqrt(2))*rnorm(1,mean=0,sd=1)
    H_t=vect[i]
  }
}

```

```

  vect =tbl_df(cbind(H_t=vect,t=0:t))
}
f1=simul2(10,5000)
f2=simul2(100,5000)
f3=simul2(1000,5000)
f4=simul2(10000,5000)

f=tbl_df(cbind(t=f1$t,N10=f1$H_t,N100=f2$H_t,N1000=f3$H_t,N10000=f4$H_t))%>%
  gather(key=quantite,value=H_t,-t)

f$quantite=as.factor(f$quantite)

ggplot(f,aes(y=H_t,x=t,col=quantite))+
  geom_line()+
  theme_calc()+
  scale_color_brewer()

```