ANNALES D'ÉCONOMIE ET DE STATISTIQUE. – N° 53 – 1999

Externalités et coordination : la concurrence des standards technologiques*

Nicolas JONARD *

RÉSUMÉ. – Le processus d'adoption et de diffusion des standards est analysé dans un modèle où les firmes interagissent de façon répétée via des complémentarités technologiques et un prix de marché. Les complémentarités rendent souhaitable la coordination des décisions d'adoption, mais créent une possibilité d'inefficience. L'équilibre de ce modèle prend la forme d'une distribution limite de probabilités sur l'ensemble des états possibles de l'industrie, dont les propriétés (standardisation, diversité) dépendent de façon critique de la dispersion des anticipations technologiques. L'efficacité de la coordination est discutée, selon que les firmes négligent ou incorporent les conséquences économiques de leurs décisions d'adoption.

Technological Complementarities and Aggregate Fluctuations in a Markovian Industry

ABSTRACT. – The dynamics of technological adoption are studied in a Markovian industry in which competing firms interact through price and network externalities. Technological complementarities alter firms productivities, entailing permanent fluctuations in output and equilibrium price. The limit distribution on the set of possible states of the industry is examined and shown to be closely related to the dispersion of firms technological expectations. Standardization and diversity are possible outcomes of the process, depending on the level of firm heterogeneity. Welfare implications are then discussed in contexts of competitive and oligopolistic market interaction.

---

* N. JONARD : MERIT, Tongerstraat 49, 6200 MD Maastricht, The Netherlands et BETA, 38 Bld. d'Anvers, 67000 Strasbourg, France.
E-mail: jonard@cournot.u-strasbg.fr, n.jonard@merit.unimaas.nl.

* Ce texte a bénéficié des commentaires de Patrick LLERENA et de Gisèle UMBHAUER, de nombreuses conversations avec Yuri Kaniovski, ainsi que des lectures attentives de deux rapporteurs anonymes. Je remercie également le CNRS, programme « Les enjeux économiques de l'innovation ».

1 Introduction

Dans son acception générale, le terme « standard » réfère à un bien durable caractérisé par l'existence de rendements croissants d'adoption, de sorte que l'utilité ou le profit associé à l'adoption d'un standard croît avec son degré de diffusion (*cf.* ARTHUR [1989] ; KATZ et SHAPIRO [1985]). Dès lors, l'utilité ou le profit qu'un adopteur retire d'un choix particulier dépend directement de la répartition des autres adopteurs entre les alternatives concurrentes. Plusieurs arguments sont avancés en faveur de l'existence des rendements croissants, au rang desquels les externalités de réseaux, qui sont souvent associées aux technologies de communication ; l'apprentissage par les utilisateurs, qui est créateur de coûts de conversion ; l'évolution conjointe de l'offre et de la demande contribuant à l'amélioration du bien ; la décroissance du coût (et en général du prix) avec le nombre d'unités vendues ; enfin le développement de biens et services complémentaires (pour les biens « systèmes »). Quelle qu'en soit l'origine, la corrélation des gains individuels peut rendre souhaitable la coordination des décisions, c'est-à-dire l'émergence d'un standard dominant. En effet, si une même technologie est collectivement adoptée, l'intensité des effets positifs excède en général celle que permet une situation de diversité technologique. Néanmoins, dès que plusieurs technologies sont en concurrence, un risque d'inefficience existe puisque le standard sélectionné n'est pas nécessairement le standard collectivement désirable (COWAN [1990]). Ce risque est particulièrement fort lorsque les choix technologiques sont séquentiels et irréversibles (ARTHUR [1989] ; DOSI et KANIOVSKI [1994]). Des événements qui se produisent au début de l'histoire des standards peuvent avoir une influence décisive (« path-dependence ») en favorisant initialement une technologie particulière pour finalement aboutir à une situation collectivement indésirable dans laquelle les incitations privées et celles qu'exigerait la maximisation du bien-être social ne coïncident pas. Un exemple fréquemment cité de la capture d'une industrie par une technologie inférieure est celui du clavier QWERTY, qui a évincé des alternatives (potentiellement) supérieures (le clavier DVORAK, par exemple, *cf.* DAVID [1985]). D'autres illustrations existent avec les modes de production d'énergie (COWAN [1991]), les équipements vidéo (VHS/Betamax) ou le recours systématique des agriculteurs aux herbicides et pesticides (COWAN et GUNBY [1996]).

Les approches non coopératives soulignent l'influence des externalités de réseau sur les conditions de la concurrence que se livrent les producteurs des standards, qu'il s'agisse de la fixation des prix ou des quantités (KATZ et SHAPIRO [1985] ; ANDERSON, DE PALMA et THISSE [1992] ou PERROT [1993] pour un survey). Lorsque le point de vue adopté est celui de la demande, les interactions stratégiques des agents peuvent contribuer à la création d'inertie dans les choix ou au contraire forcer l'adoption en propageant des anticipations exagérément optimistes (REINGANUM [1981] ; FARRELL et SALONER [1985] et [1986] ; FARRELL et SHAPIRO [1994]). Un résultat commun à ces travaux réside dans la multiplicité d'équilibres qu'engendrent les rendements croissants d'adoption et le risque d'inefficience attaché à cette multiplicité, mais la richesse stratégique des interactions économiques ne se prête pas à un traitement dynamique.

Les représentations dynamiques du processus de concurrence et de diffusion des standards technologiques insistent sur le caractère aléatoire des décisions d'adoption et n'obtiennent des résultats agrégés qu'au prix d'une simplification forte des comportements individuels. En dépit des propriétés qu'ils permettent de mettre en évidence, les modèles d'urnes (*cf.* ARTHUR [1989] ; DOSI et KANIOVSKI [1994]) reposent sur les hypothèses de croissance infinie de la population d'adopteurs et d'irréversibilité (les choix sont définitifs) également contraignantes. Les développements récents de la théorie des jeux ont fourni une représentation possible de la concurrence technologique, dans le cadre particulier de jeux de coordination (*cf.* ELLISON [1993] ou KANDORI, MAILATH et ROB [1994]). Ces contributions ont souligné l'importance du critère de « risque-dominance » (HARSANYI et SELTEN [1988]) dans la sélection d'un équilibre par la répétition des interactions d'un grand nombre d'agents. Cependant, leurs implications économiques restent relativement sommaires.

Ce texte analyse la diffusion de deux standards technologiques concurrents dans une industrie caractérisée par l'interaction simultanée des firmes au travers du prix et d'externalités de réseau. A la différence des travaux dans lesquels les choix sont irréversibles, les firmes ont la possibilité de changer de technologie si leurs anticipations sur les mérites respectifs des technologies le suggèrent. Les firmes possèdent un capital identique avec lequel elles produisent un bien homogène, mais leur production varie avec leur productivité en raison des complémentarités technologiques. A chaque période, une firme tirée au sort prend sa décision (conserver la technologie actuellement employée ou changer) après avoir formulé une estimation du profit que lui conférerait le changement. Les anticipations des firmes sont indépendantes mais identiquement distribuées [1]. Formellement, l'évolution de l'industrie est décrite par une chaîne de Markov et l'équilibre du modèle se réduit à une distribution de probabilités sur les états possibles de la population de firmes, *i.e.* leur répartition entre les standards. Les propriétés qualitatives de cette distribution sont discutées à partir d'une spécification générale des probabilités de transition individuelles, afin d'identifier les configurations les plus fréquentes (quelle technologie domine, pendant combien de temps, etc.). La distribution limite de ce processus dépend de façon critique de la dispersion des anticipations technologiques. L'efficacité de la coordination est discutée, selon que les firmes se conforment à une rationalité purement concurrentielle ou à une rationalité incluant des éléments stratégiques. Le texte est organisé de la façon suivante. Le modèle et les hypothèses sont présentés et discutés dans la deuxième section. La troisième section est consacrée au cas concurrentiel. Les firmes supposent que leurs décisions n'affectent pas le prix de la période à venir. Nous établissons les propriétés de la distribution limite sur les états de l'industrie et mettons en évidence le rôle critique joué par la dispersion des anticipations. Dans la quatrième section, les firmes tiennent explicitement compte de l'impact de leurs décisions sur le prix, modifiant ainsi le comportement collectif.

1. Même si les firmes évaluent les réseaux sur la base d'informations identiques, elles peuvent aussi différer dans leurs capacités à intégrer l'effet technologique externe.

2 Le modèle

Considérons une industrie constituée de N firmes identiques produisant un bien homogène. Le capital, qui est l'unique facteur de production, est détenu en quantité identique par les firmes et alloué de façon efficace à l'activité productive. Sans perte de généralité, le stock de capital des firmes est normalisé à une unité. Deux technologies A et B, substituables du point de vue de leur utilisation mais correspondant à des standards incompatibles, permettent aux firmes de réaliser leur production à un coût unitaire supposé nul [2]. Des complémentarités technologiques existent entre les firmes utilisatrices d'une même technologie, qui font de la productivité de la technologie $j \in \{A, B\}$ une fonction croissante η_j de la proportion de firmes détenant cette technologie [3]. A chaque instant, chaque firme détient une et une seule technologie à laquelle elle alloue son stock unitaire de capital pour réaliser une production égale à son niveau de productivité. Ainsi, l'état de l'industrie est parfaitement décrit par le nombre N_t de firmes détentrices de la technologie de production A, où $0 \leqslant N_t \leqslant N$.

2.1. Complémentarités technologiques

Lorsque la technologie A est utilisée par n firmes, chacune de ces firmes a une production de $\eta_A(n/N)$ alors que chacune des firmes détenant le standard B produit une quantité $\eta_B(1-n/N)$. Les fonctions η_A et η_B représentant les complémentarités technologiques sont croissantes, positives et deux fois continûment dérivables sur l'intervalle $(0,1)$. Pour fixer les idées, supposons que la technologie A produit les complémentarités les plus importantes lorsqu'elle est globalement adoptée, *i.e.* $\eta_A(1) > \eta_B(1)$, que la technologie B offre une rémunération supérieure à ses premiers adopteurs, *i.e.* $\eta_B(0) > \eta_A(0)$, et enfin que les deux technologies génèrent les mêmes effets positifs lorsqu'elles ont des niveaux d'adoption identiques, *i.e.* $\eta_A(1/2) = \eta_B(1/2)$. La domination du standard A est donc désirable du point de vue des firmes, au sens où le profit individuel est maximal lorsque la totalité des firmes détient la technologie A. Une dernière hypothèse technique permet de simplifier la discussion du paragraphe 3.3.1 : la dérivée de la fonction η_A possède un taux de variation au moins aussi élevé que la dérivée de la fonction η_B, *i.e.* $\eta''_A(y) \geqslant \eta''_B(y), \forall y \in (0,1)$.

2.2. Prix de court terme et efficacité collective

Le prix d'équilibre de court terme pour le bien homogène produit par les firmes résulte de la confrontation de l'offre industrielle et de la demande des

2. L'hypothèse de nullité des coûts ne modifie pas qualitativement le comportement de l'industrie mais simplifie la détermination du surplus collectif.

3. Les niveaux de production coïncident à l'intérieur des deux réseaux, puisque toutes les firmes d'un réseau bénéficient de la même externalité.

consommateurs. Lorsque la technologie A est utilisée par n firmes, la production industrielle totale s'élève à

$$Q(n) = n \cdot \eta_A (n/N) + (N - n) \cdot \eta_B (1 - n/N).$$

La production atteint son maximum $Q(N)$ lorsque toutes les firmes détiennent le standard A. La demande pour le bien homogène est une fonction décroissante du prix, d'élasticité constante [4] égale à $-1/\varepsilon$, avec $0 < \varepsilon < 1$. La fonction de demande inverse s'écrit alors

$$p = q^{-\varepsilon}, \forall q > 0. \tag{1}$$

Lorsque la technologie A est utilisée par n firmes, la demande s'ajuste instantanément à l'offre $Q(n)$ au prix d'équilibre de court terme $p = Q(n)^{-\varepsilon}$. En l'absence de coûts de production, lorsque la technologie A est utilisée par n firmes, la somme des profits des firmes s'écrit directement $p \cdot Q(n)$ et le surplus des consommateurs est donné par

$$\int_0^{Q(n)} q^{-\varepsilon} dx - p \cdot Q(n) = Q(n)^{1-\varepsilon} / (1 - \varepsilon) - p \cdot Q(n), \tag{2}$$

de sorte que le surplus social se réduit à

$$W(n) = Q(n)^{1-\varepsilon} / (1 - \varepsilon). \tag{3}$$

Le surplus collectif $W(n)$ est une fonction croissante de la production industrielle totale $Q(n)$ et par suite, $W(n)$ est maximal lorsque $n = N$, c'est-à-dire lorsque toutes les firmes de l'industrie adoptent le standard A. Cette situation est dominante au sens de Pareto.

2.3. L'évolution de l'industrie

Au cours de l'histoire de l'industrie, les firmes sont amenées à réviser de façon aléatoire leurs choix technologiques. Cette révision aléatoire des choix se fait sur la base de l'état courant de l'industrie, de sorte que la suite (N_t) des états de l'industrie est une chaîne de Markov finie sur $\{0,1,\ldots,N\}$. Formellement, la distribution de probabilités sur les états possibles en $t+1$ ne dépend que de l'état du processus en t, *i.e.*

$$\Pr\left\{N_{t+1} = m/N_t = n, \ldots, N_0 = n_0\right\} = \Pr\left\{N_{t+1} = m/N_t = n\right\}, \tag{4}$$

pour tout $t = 0,1,2,\ldots$ et toute histoire possible $n_0,\ldots,n_{t-1},n$ de l'industrie. Enfin la chaîne de Markov (N_t) est stationnaire si pour n'importe quel couple $(n,m) \in \{0,1,\ldots,N\}^2$, on a $\Pr\{N_{t+1} = m/N_t = n\}$ $\equiv p(n,m), \forall t \geqslant 0$. L'hypothèse de stationarité de (N_t) est faite dans la suite de ce texte, parce qu'elle constitue une condition nécessaire à l'existence d'une distribution limite pour le processus (N_t).

4. L'hypothèse d'élasticité constante de la demande facilite l'obtention des résultats de la section 4 mais le modèle pourrait s'accommoder d'une structure de demande différente.

Notons formellement μ cette distribution limite. Les sections suivantes sont consacrées à l'analyse des conditions d'existence et des propriétés de la distribution limite μ, selon que les firmes négligent (section 3) ou incorporent les conséquences économiques de leurs décisions d'adoptions (section 4).

3 Coordination dans un contexte concurrentiel

Dans cette section, les firmes négligent l'influence de leurs décisions technologiques sur le prix de marché. Lorsqu'une firme est confrontée au choix technologique, elle se contente d'évaluer l'impact de sa décision sur sa productivité et par suite sur son niveau de production, sans prendre en considération l'éventuelle modification du prix. Chaque fois qu'une décision technologique doit être prise, il y a donc simplement comparaison entre la productivité de la technologie courante et une estimation de la productivité de la technologie concurrente. Les probabilités de transitions individuelles découlent directement de cette comparaison et permettent la détermination de la distribution limite de probabilités μ.

3.1. Choix technologiques

Considérons la situation d'une firme ayant utilisé jusqu'à présent la technologie A (le problème d'une firme ayant utilisé la technologie B est parfaitement symétrique). Pour cette firme, le profit associé à la technologie A est connu et égal à

(5) $$\pi_A = p \cdot \eta_A\,(n/N)\,.$$

En revanche, cette firme doit se contenter d'estimer le profit que lui procurerait l'adoption de la technologie B selon

(6) $$\widetilde{\pi}_B = p \cdot \widetilde{\eta}_B\,(1 - n/N + 1/N)\,,$$

où p est le prix courant (que la décision de la firme laisse inchangé) et $\widetilde{\eta}_B(1-(n-1)/N)$ désigne la valeur (estimée) de la productivité en cas d'adoption du standard B. Une procédure relativement naturelle pour estimer la nouvelle productivité est d'utiliser un développement limité à l'ordre un au voisinage de la productivité observable $\eta_B(1-n/N)$ de la technologie B, de sorte que

(7) $$\widetilde{\eta}_B\,(1 - n/N + 1/N) = \eta_B(1-n/N) + 1/N \cdot \eta'_B(1-n/N).$$

Comme les firmes ne connaissent pas la forme fonctionnelle des complémentarités technologiques, l'équation (7) se réécrit

(8) $$\widetilde{\eta}_B\,(1 - n/N + 1/N) = \eta_B(1-n/N) + \zeta_B,$$

où $\zeta_B \geqslant 0$ est une variable aléatoire qui représente l'augmentation (estimée) des complémentarités consécutive à l'adoption par la firme considérée de la technologie *B*. En particulier, ζ_B est traité comme une variable aléatoire positive absolument continue de densité f_{ζ_B} et de fonction de répartition F_{ζ_B}. Ceci permet de représenter explicitement l'hétérogénéité des firmes dans leur estimation des complémentarités et dans leur capacité à intégrer ces effets. Toutes les firmes forment leurs estimations de façon indépendante mais selon la même loi parente. Le terme aléatoire ζ_B est indépendant de l'état et de la taille de l'industrie, même si l'approximation de l'équation (7) par l'équation (8) est « raisonnable » lorsque l'espérance de ζ_B est relativement proche du terme résiduel dans (7). Dès lors, il y a adoption de la technologie *B* si et seulement si $\widetilde{\pi}_B > \pi_A$, *i.e.*

$$\zeta_B > \eta_A\,(n/N) - \eta_B(1 - n/N). \tag{9}$$

Lorsqu'une firme est confrontée au choix technologique, elle adopte la technologie la plus avantageuse d'un point de vue individuel. L'élément qui fonde la décision des firmes est l'écart de productivité des technologies $\gamma\,(n/N) = \eta_A\,(n/N) - \eta_B(1 - n/N)$. Les hypothèses faites sur les fonctions η_A et η_B suffisent à garantir la double dérivabilité et la croissance de la fonction γ, avec $\gamma\,(1/2) = 0$ et $\gamma\,(0) < 0 < \gamma\,(1)$. La condition (9) d'adoption de la technologie *B* pour une firme détentrice de la technologie *A* s'écrit donc $\zeta_B > \gamma\,(n/N)$ et la probabilité correspondante est

$$\Pr\{\zeta_B > \gamma\,(n/N)\} = 1 - F_{\zeta_B}\,(\gamma\,(n/N))\,. \tag{10}$$

De façon parfaitement similaire, la probabilité qu'une firme du réseau *B* rejoigne le réseau *A* s'écrit $\Pr\{\zeta_A > -\gamma\,(n/N)\} = 1 - F_{\zeta_A}\,(-\gamma\,(n/N))$, où $\zeta_A \geqslant 0$ est une variable aléatoire qui représente l'augmentation (estimée) des complémentarités consécutive à l'adoption par la firme considérée de la technologie *A*.

Les densités de probabilités f_{ζ_A} et f_{ζ_B} influencent de façon déterminante les probabilités de transition. Afin de simplifier l'étude du processus (N_t), l'hypothèse suivante est retenue.

HYPOTHÈSE 1 : Les densités de probabilités f_{ζ_A} et f_{ζ_B} sont des fonctions décroissantes de leur argument.

Les variables aléatoires ζ_A et ζ_B représentent l'augmentation (estimée) des complémentarités technologiques qui résultent d'une adoption supplémentaire. Il est naturel de supposer que les densités de probabilités f_{ζ_A} et f_{ζ_B} décroissent, *i.e.* n'accordent qu'un poids faible aux grandes réalisations. La concentration des densités f_{ζ_A} et f_{ζ_B} au voisinage de 0 reflète l'optimisme des agents ou, de façon équivalente, leur attitude par rapport à l'incertitude technologique. Les agents sont d'autant moins enclins à adopter une technologie inconnue que f_{ζ_A} et f_{ζ_B} sont concentrées au voisinage de zéro [5].

5. Une densité concentrée au voisinage de 0 implique une fréquence élevée des réalisations faibles de ζ_A et ζ_B.

L'adoption d'une nouvelle technologie ne s'accompagne d'aucun coût de changement (« switching cost »). Cette hypothèse se justifie si une technologie désigne une organisation particulière du processus productif plutôt qu'un bien physique, ou plus simplement si la décision d'adoption concerne le remplacement d'une technologie amortie [6].

3.2. **Probabilités de transition**

A chaque période, une seule firme a la possibilité de changer de technologie. L'identité de cette firme est déterminée aléatoirement, par un tirage uniforme dans l'industrie. Cette hypothèse, qui garantit la réversibilité de la chaîne de Markov (N_t), simplifie considérablement l'analyse des propriétés de la distribution limite μ à partir de la donnée des probabilités de transition.

> HYPOTHÈSE 2 : A chaque période, une seule firme a la possibilité de changer de technologie.

Si la durée qui sépare deux dates de choix consécutives est suffisamment faible, il est raisonnable de supposer qu'au plus une firme peut changer de technologie [7]. Cette hypothèse n'autorise que des transitions d'un état à l'un des états voisins, c'est-à-dire que si le processus (N_t) occupe l'état n en date t, il occupe nécessairement l'un des trois états $\{n-1, n, n+1\}$ en date $t+1$. Le processus (N_t) appartient à la famille des processus de « vie-et-mort » (*cf.* KARLIN et TAYLOR [1975]). La stationnarité de (N_t) permet de noter $p(n,m)$ la probabilité d'une transition de l'état n à l'état m, avec $(n,m) \in \{0,1,\ldots,N\}^2$. Comme de plus les transitions ne peuvent se faire que d'un état à un état voisin, on a nécessairement $p(n,m) = 0$ si $|n-m| > 1$. Les probabilités de transition s'écrivent directement

$$p(n,n-1) = n/N \cdot \left[1 - F_{\zeta_B}(\gamma(n/N))\right] \tag{11}$$

et

$$p(n,n+1) = (1 - n/N) \cdot \left[1 - F_{\zeta_A}(-\gamma(n/N))\right], \tag{12}$$

avec $p(n,n) = 1 - p(n,n-1) - p(n,n+1)$. La probabilité de passer de l'état n à l'état $n-1$ est la probabilité pour qu'une firme membre du réseau A soit confrontée au choix technologique et produise une estimation suffisante de l'impact sa décision. Ces deux événements sont indépendants, de sorte que la probabilité conjointe s'obtient comme produit des probabilités correspondantes dans l'équation (11). L'équation (12) est obtenue de façon analogue. Les hypothèses faites sur les rendements des technologies conduisent à

$$p(n,n-1) = \begin{cases} n/N, \text{ si } n \leqslant N/2, \\ n/N \cdot \left[1 - F_{\zeta_B}(\gamma(n/N))\right], \text{ si } n > N/2, \end{cases} \tag{13}$$

---

6. A nouveau, la prise en compte de coûts de changements ne modifie pas qualitativement le comportement de l'industrie.
7. Pour des formulations analogues, voir KIRMAN [1993] pour une application au comportement fourmilier, ORLÉAN [1995] pour la propagation d'opinions et le mimétisme social, enfin AOKI [1995, 1996] pour des décisions interdépendantes.

et

$$(14) \quad p(n,n+1) = \begin{cases} (1 - n/N) \cdot \left[1 - F_{\zeta_A}(-\gamma(n/N))\right], \text{ si } n \leqslant N/2, \\ 1 - n/N, \text{ si } n > N/2. \end{cases}$$

La chaîne de Markov (N_t) n'a pas d'états absorbants, puisque la probabilité de quitter n'importe quel état n est

$$1 - p(n,n) = p(n,n-1) + p(n,n+1) > 0, \forall n = 0,1,\ldots,N.$$

Elle admet dès lors une distribution limite unique.

LEMME 1 : Le processus stationnaire (N_t) admet une distribution limite μ unique.

Preuve : Il suffit de montrer que le processus (N_t) est irréductible et ergodique (ROSS [1992]). L'irréductibilité de (N_t) est immédiate, puisque tous les états de $\{0,1,\ldots,N\}$ communiquent (n'importe quel état peut être atteint en un nombre fini de transitions). Pour établir l'ergodicité de (N_t), il suffit de vérifier que ce processus est positivement récurrent et apériodique. Le premier point découle de l'impossibilité, pour une chaîne de Markov finie, de posséder uniquement des états transients (c'est-à-dire des états que le processus ne visite qu'un nombre fini de fois). Des états récurrents existent donc, mais la récurrence est une propriété de classe et le processus (N_t) est irréductible, de sorte que ce processus est positivement récurrent. Enfin, le processus est apériodique, puisque la probabilité de revenir à n'importe quel état $n \in \{0,1,\ldots,N\}$ est strictement positive dès qu'un nombre de transitions supérieur à $N+1$ est considéré. □

Le processus stochastique (N_t) possède donc une distribution limite unique $\mu = (\mu(0),\ldots,\mu(N)) > 0$ où, pour tout $n \in \{0,\ldots,N\}$, $\mu(n)$ est la probabilité d'observer, à un instant du temps, le processus (N_t) dans l'état n. De façon équivalente, si le processus (N_t) est observé durant un très grand nombre de périodes, $\mu(n)$ est la proportion de temps que le processus passe dans l'état $n, \forall n = 0,1,\ldots,N$.

3.3. Propriétés asymptotiques

La distribution limite μ du processus (N_t) peut être déterminée pour des valeurs particulières des paramètres technologiques. Elle est l'unique solution non-négative (KARLIN et TAYLOR [1975]) du système linéaire

$$(15) \qquad \begin{cases} \mu(n) = \displaystyle\sum_{m=0}^{N} \mu(m)\, p(m,n), \text{ pour tout } n \in \{0,1,\ldots,N\}, \\ \displaystyle\sum_{n=0}^{N} \mu(n) = 1. \end{cases}$$

L'analyse de μ est considérablement simplifiée dès que le processus (N_t) est réversible, ce qui est le cas si et seulement si

$$(16) \quad \mu(n+1)\, p(n+1,n) = \mu(n)\, p(n,n+1), \forall n = 0,\ldots,N-1.$$

La réversibilité est une propriété générale des processus de « vie-et-mort ».

LEMME 2 : Le processus stationnaire (N_t) est réversible.

Preuve : Il suffit de vérifier que la probabilité associée à n'importe quel circuit partant de l'état $n \in \{0,1,\ldots,N\}$ ne dépend pas du sens de parcours de ce circuit, *i.e.* on doit avoir

$$p(n,n_1)\, p(n_1,n_2) \cdots p(n_k,n) = p(n,n_k) \cdots p(n_2,n_1)\, p(n_1,n) \tag{17}$$

pour tout n et tout circuit $(n,n_1,\ldots,n_k,n)$. Comme le processus (N_t) ne se déplace que d'un état à l'un des états voisins, la seule façon de rejoindre l'état n en partant de cet état et en préservant un nombre constant de transitions consiste à refaire à l'envers le chemin ayant conduit à cet état. En particulier, on a nécessairement $n_1 = n_k, n_2 = n_{k-1}$, etc. Le sens de parcours du circuit $(n,n_1,\ldots,n_k,n)$ n'a donc pas d'importance. □

La réversibilité du processus (N_t) permet de déterminer facilement μ, puisqu'en appliquant de façon répétée la relation (16), l'équation (15) devient

$$\mu(n) = \mu(0) \prod_{k=0}^{n-1} \frac{p(k,k+1)}{p(k+1,k)}, \forall n = 1,\ldots,N, \tag{18}$$

avec

$$\mu(0) + \mu(0) \sum_{n=1}^{N} \prod_{k=0}^{n-1} \frac{p(k,k+1)}{p(k+1,k)} = 1. \tag{19}$$

L'équation (19) impose simplement à μ d'être une densité de probabilités. La réversibilité du processus (N_t) permet également l'étude qualitative de μ, en permettant l'identification des extrema de μ. Ces extrema ont une importance tout à fait particulière, puisqu'ils correspondent aux états les plus visités (maxima) et les moins visités (minima) par la chaîne de Markov (N_t). Si la distribution limite possède un maximum unique, l'industrie possède un « équilibre » unique, dont elle ne s'éloigne que temporairement et par des fluctuations de faible amplitude. Si au contraire μ possède plusieurs maxima, l'industrie possède des « équilibres » multiples, entre lesquels elle se déplace aléatoirement.

3.3.1. Les extrema de la distribution limite

Considérons l'intervalle $[0,N/2]$, l'étude de $[N/2,N]$ est analogue. Pour déterminer la position de $\mu(n+1)$ par rapport à $\mu(n)$, il suffit d'utiliser la propriété de réversibilité de (N_t) et l'hypothèse d'une industrie de grande taille. Lorsque N est suffisamment grand, il vient

$$\begin{aligned} \frac{\mu(n+1)}{\mu(n)} &= \frac{(1-n/N)\left[1 - F_{\zeta_A}(-\gamma(n/N))\right]}{n/N + 1/N} \\ &\simeq \frac{(1-x)\left[1 - F_{\zeta_A}(-\gamma(x))\right]}{x}, \end{aligned} \tag{20}$$

avec $x = n/N$ la proportion de firmes utilisant la technologie A. Les extrema de la distribution limite μ sont donc les racines [8] de l'équation

$$x/(1-x) - \left[1 - F_{\zeta_A}(-\gamma(x))\right] = 0,\ x \in [0,1/2]. \tag{21}$$

Ce résultat ne demande que la continuité des probabilités de transition et une industrie de suffisamment grande taille. La proposition suivante récapitule les propriétés générales de la distribution limite.

> PROPOSITION 1 : La dispersion des anticipations technologiques influence de façon critique le partage de l'industrie entre les deux standards. Lorsque l'hétérogénéité des agents est importante, il y a un équilibre unique caractérisé par la coexistence des deux technologies. En revanche, lorsque l'hétéro généité des agents est faible, les technologies dominent de façon alternée. □

Preuve : Le processus stochastique (N_t) possède une distribution limite μ invariante, dont l'étude se réduit à l'étude de la fonction $\nu : x \mapsto x/(1-x) - [1 - F_{\zeta_A}(-\gamma(x))]$ sur $[0,1/2]$. Le point $1/2$ est une racine évidente de $\nu(x) = 0$ et par ailleurs $\nu(0) = F_{\zeta_A}(-\gamma(0)) - 1 < 0$. Lorsque la fonction ν ne prend que des valeurs négatives sur $]0,1/2[$, la distribution limite μ atteint son maximum en $N/2$ et son minimum en 0. En revanche, si ν s'annule sur l'intervalle $(0,1/2)$, la distribution limite μ possède au moins un maximum local à gauche de $N/2$. Afin de conserver une représentation mathématique simple de la situation que nous essayons de modéliser, nous allons supposer que la densité f_{ζ_A} et la fonction γ sont telles qu'il existe au plus une racine à $\nu(x) = 0$ dans $(0,1/2)$. Le type de résultat que nous cherchons à mettre en évidence ne serait pas substantiellement enrichi si nous autorisions la fonction ν à s'annuler plus d'une fois, alors que la discussion se compliquerait fortement (la distribution limite μ aurait une multitude d'extrema locaux, éventuellement proches et peu significatifs du comportement du processus). La fonction ν est la différence de deux fonctions croissantes convexes sécantes au point 1/2. En effet, la fonction $x \mapsto x/(1-x)$ admet pour dérivée $x \mapsto 1/(1-x)^2 \geqslant 0$ et la fonction $x \mapsto 1 - F_{\zeta_A}(-\gamma(x))$ admet pour dérivée $x \mapsto \gamma'(x) \cdot f_{\zeta_A}(-\gamma(x)) \geqslant 0$ (la fonction γ est croissante). Par ailleurs, les dérivées secondes de ces deux fonctions sont respectivement les fonctions

$$x \mapsto 2/(1-x)^3 \geqslant 0$$

et $$x \mapsto \gamma''(x) \cdot f_{\zeta_A}(-\gamma(x)) - \gamma'(x)^2 \cdot f'_{\zeta_A}(-\gamma(x)) \geqslant 0$$

(la différence des externalités est une fonction convexe et la densité de ζ_A est décroissante). Comme nous avons supposé que ν s'annule au plus une fois dans $(0,1/2)$, une condition nécessaire et suffisante d'existence d'une racine $x_1 \in (0,1/2)$ à l'équation $\nu(x) = 0$ est $\nu'(1/2) < 0$, ou encore

$$\gamma'(1/2) \cdot f_{\zeta_A}(0) > 4. \tag{22}$$

Si cette condition est satisfaite, la distribution limite μ atteint son maximum strictement à gauche de $N/2$ et ses minima en 0 et en $N/2$. Le processus (N_t) séjourne donc de façon prolongée à gauche de $N/2$, c'est-à-

8. L'extremum correspondant de la distribution limite se trouve en $N \cdot [\bar{x}]$ ou $N \cdot [\bar{x}] + 1$, où $\bar{x} \in (0,1/2)$ est une solution réelle de l'équation (21) et $[\ ]$ désigne l'opérateur partie entière.

dire qu'il y a domination du standard A. Il suffit que la densité de probabilité f_{ζ_A} concentre une masse importante au voisinage de 0 ou que les externalités soient fortes pour que cette contrainte soit satisfaite. L'étude d'une racine x_2 à droite de $1/2$ est analogue (la fonction $F_{\zeta_B} \circ \gamma$ est continue et $\gamma\ (n/N + 1/N) \simeq \gamma\ (x)$, avec $x = n/N \in [1/2,1]$, pour N suffisamment grand) et la condition d'existence de x_2 s'écrit

(23) $$\gamma'\ (1/2) \cdot\ f_{\zeta_B}\ (0) > 4.$$

Son interprétation est identique à celle donnée précédemment. □

Lorsque les contraintes d'existence des racines x_1 et x_2 sont satisfaites, la distribution limite est bimodale. Le processus stochastique (N_t) change de mode par des sauts aléatoires et le standard dominant alterne. Le processus passe le maximum de son temps au voisinage des deux états de domination technologique et ne fréquente que de façon transitoire les états intermédiaires. Lorsque la contrainte d'existence d'une des racines intérieures cesse d'être satisfaite, la distribution limite μ passe de la bimodalité à l'unimodalité. Enfin, lorsqu'aucune des racines x_1 et x_2 n'existe, le maximum de la distribution limite μ est en $N/2$, les minima en 0 et N, et les deux standards coexistent de façon permanente. La distribution limite n'est pas nécessairement symétrique, puisque l'existence et la position de ses extrema dépendent de la distribution des variables ζ_A et ζ_B, ainsi que de la forme fonctionnelle des externalités de réseau.

Afin d'illustrer la proposition précédente, examinons maintenant un exemple particulier dans lequel les anticipations technologiques sont distribuées selon une loi de Pareto.

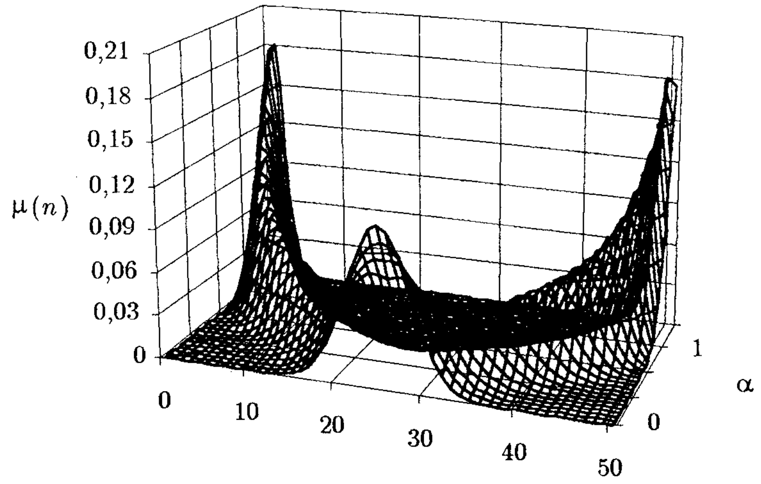
3.3.2. **Un exemple numérique inspiré de la loi de Pareto**

Considérons des anticipations technologiques identiquement distribuées $(\zeta_A = \zeta_B = \zeta)$ sur la demi-droite réelle positive selon $f_\zeta\ (s) = \alpha/\ (s+1)^{\alpha+1}$, où α est un réel strictement positif [9]. La densité f_ζ possède un mode unique en 0 et sa concentration à droite de 0 est d'autant plus importante que la valeur du paramètre α est élevé. Le paramètre α peut donc être interprété comme une mesure inverse de l'optimisme des décideurs. La relation de récurrence (18) permet de déterminer numériquement la distribution limite μ associée à (N_t) pour n'importe quelle spécification des externalités de réseau. Par ailleurs, nous supposons que les externalités sont des fonctions affines, *i.e.* $\gamma\ (n/N) = b\,[2 \cdot n/N - 1]$, avec $b > 0$. La figure 1 présente la distribution limite pour $0 \leqslant \alpha \leqslant 1.4$, lorsque $b = 15$ et $N = 50$. Le point $N/2 = 25$ est un minimum local de la distribution limite μ lorsque les contraintes d'existence des solutions intérieures x_1 et x_2 sont satisfaites, *i.e.* lorsque α est supérieur à $4/30 \simeq 0.13$.

9. La variable aléatoire $\zeta + 1$ est alors distribuée selon une loi de Pareto $\mathcal{P}\,(\alpha,1)$.

FIGURE 1

La distribution limite du processus (α variable)



Dans cet exemple particulier, comme $\zeta_A = \zeta_B$ et $\gamma\,(n/N) = -\gamma\,(1 - n/N)$, les extrema de la distribution limite μ sont symétriques. En particulier, $x_1 \in [0{,}1/2]$ est solution de $\nu\,(x) = x/\,(1-x) - (b\,[1-2x]+1)^{-\alpha} = 0$. L'impact du paramètre α sur le comportement asymptotique du processus (N_t) peut être évalué grâce au théorème des fonctions implicites. On a immédiatement

$$\text{(24)} \qquad \frac{\partial x_1}{\partial \alpha} = -\frac{x_1\,(1-x_1)\cdot(b\,[1-2x_1]+1)\cdot \ln\left(b\,[1-2x_1]+1\right)}{b\,[1-2x_1]+1-2\alpha b x_1\,(1-x_1)}.$$

Le dénominateur de cette expression est positif, puisque $b\,[1-2x_1] > 0$ et $1 - 2\alpha b x_1\,(1-x_1) > 1 - 4x_1\,(1-x_1)\,/N > 0$, d'après la condition d'existence de la solution intérieure x_1, qui s'écrit $2b\alpha > 4$. La solution x_1 est donc une fonction décroissante de α, *i.e.* une fonction décroissante de la concentration de la fonction de densité au voisinage de l'origine. La dispersion des anticipations technologiques (l'optimisme des agents) influence positivement x_1, au sens où x_1 est d'autant plus proche de $1/2$ que α est faible. La figure 2 donne un exemple de trajectoire du processus pour $\alpha = 0.6$, une configuration paramétrique dans laquelle deux « équilibres » existent.

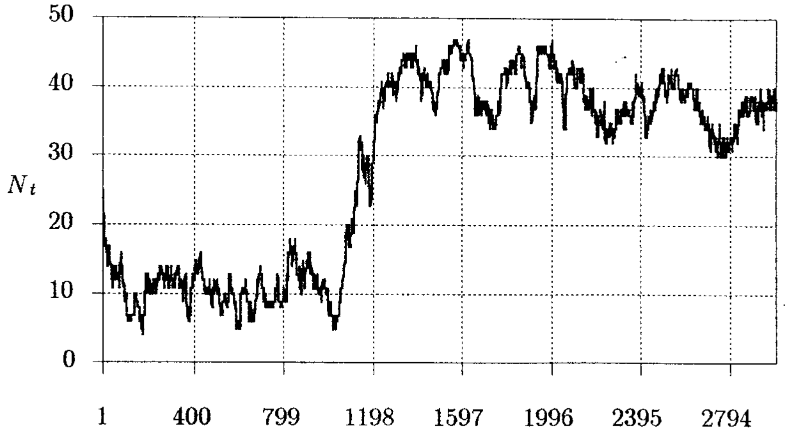
La proportion N_t d'adopteurs de la technologie A est prisonnière des deux modes de la distribution limite (situés approximativement en 10 et 40) entre lesquels elle se déplace par des sauts aléatoires. Les fluctuations importantes que révèle l'observation d'une série temporelle correspondent donc aux changements d'équilibre (endogènes) du processus [10].

Dans le paragraphe suivant, le surplus collectif associé à la distribution limite est discuté.

10. Par ailleurs, si l'industrie est sujette à des perturbations exogènes, il est clair qu'un choc d'amplitude suffisante peut également déplacer le processus (N_t) d'un des modes de sa distribution limite à l'autre, alors que la trajectoire n'est pas sensible à des chocs de faible amplitude (*cf.* KELLY [1994]).

FIGURE 2

Une trajectoire du processus (N_t) ***illustrant la « multiplicité » des équilibres pour*** $\alpha = 0.6$



3.4. L'efficacité de la coordination décentralisée

Le surplus social est mesuré par la somme $W(n)$ des profits des firmes et du surplus des consommateurs. Cette quantité est aléatoire, puisqu'elle change avec l'état du processus (N_t). En particulier, les quantités produites dans les situations de partage de marché, de domination de la technologie inférieure et de domination de la technologie Pareto-dominante sont respectivement $N\eta_B(1/2)$, $N\eta_B(1)$ et $N\eta_A(1)$, avec $\eta_B(1/2) < \eta_B(1) < \eta_A(1)$. Comme le surplus collectif $W(n)$ est une fonction décroissante de la quantité produite, on a directement

$$W(N/2) < W(0) < W(N)\,. \tag{25}$$

Ainsi, même si la situation la plus désirable collectivement est la domination du réseau *A*, la domination du réseau *B* est collectivement préférable à la coexistence des réseaux. La proposition suivante récapitule l'impact de l'optimisme des agents (dispersion des variables aléatoires ζ_A et ζ_B) sur l'efficacité de la coordination décentralisée des firmes.

PROPOSITION 2 : L'efficacité de la coordination décentralisée décroît avec la dispersion des anticipations technologiques des agents. □

Preuve : Le surplus social espéré est donné par $E[W] = \sum_{n=0}^{N} \mu(n) \cdot W(n)$. Lorsque le processus a une distribution limite bimodale, l'économie partage son temps entre les configurations de domination des standards *A* et *B*. Le surplus social $E[W]$ associé à une telle situation est proche de $(W(0) + W(N))/2$.

11. C'est le cas lorsque les espérances des termes aléatoires ζ_A et ζ_B sont proches du terme résiduel dans le développement limité (*cf.* page 6).

En revanche, lorsque la distribution limite est concentrée autour de $N/2$, le surplus social est proche de $W(N/2)$. D'après la relation (25), on a immédiatement

$$\frac{W(0)+W(N)}{2} > W(N/2)\,. \tag{26}$$

Plus la dispersion des anticipations technologiques est faible, plus la coordination décentralisée des choix est collectivement efficace. Dans ce cas, en effet, la distribution limite est fortement concentrée sur les deux états extrêmes 0 et N et le surplus social est proche de $(W(0)+W(N))/2$. □

Ainsi, à long terme, la diversité technologique a des conséquences plus néfastes sur le bien-être que la possibilité de domination (temporaire) du standard inférieur. Ce résultat est néanmoins à nuancer. La quantité $(W(0)+W(N))/2$ est une bonne approximation du surplus lorsque les fonctions de densité f_{ζ_A} et f_{ζ_B} concentrent la quasi-totalité de leurs masses au voisinage de 0. De façon symétrique, c'est seulement si la masse concentrée au voisinage de 0 est très faible, *i.e.* si les agents sont très optimistes et très hétérogènes dans leurs estimations, que $W(N/2)$ approche de façon satisfaisante le surplus social. Pour les cas intermédiaires (*cf.* figure 1), la dispersion de μ autour de ses valeurs modales rendent impossible la détermination de la valeur exacte du surplus social. Il faut également préciser que lorsque les variables aléatoires ζ_A et ζ_B ne sont pas identiquement distribuées, la distribution limite μ peut être fortement asymétrique et le processus (N_t) peut séjourner beaucoup plus longtemps au voisinage d'un de ses modes que de l'autre (*cf.* par exemple Aoki [1996]).

Un remède possible à cette situation sous-efficiente pourrait être d'autoriser les firmes à « apprendre » les paramètres du modèle. Ceci n'est pas nécessairement suffisant pour imposer le standard dominant au sens de Pareto. Même si les firmes ont la capacité de réviser leurs anticipations technologiques de façon à garantir leur « exactitude » en moyenne, les conditions d'existence des maxima (équations 22 et 23) restent facilement satisfaites. Ainsi, même si l'industrie peut séjourner dans la configuration de domination de la technologie A avec une probabilité élevée, la configuration modale dans laquelle la technologie inférieure domine disparaisse. Ainsi, la connaissance de l'impact moyen d'une adhésion supplémentaire n'est pas une garantie d'efficience dans un contexte de décision séquentielle. La disparition de « l'équilibre inférieur » exigerait que les firmes sur-estiment très fortement la performance de la technologie A. □

Dans cette section, les propriétés de la distribution limite des choix technologiques ont été établies lorsque les firmes négligent l'influence de leurs décisions sur le prix de marché. La dispersion des anticipations technologiques (l'optimisme des agents) a une influence déterminante sur le comportement de l'industrie. Deux régimes, ou types d'équilibres, peuvent être observés selon le degré d'hétérogénéité des firmes. Lorsque l'optimisme est excessif, l'équilibre est une situation collectivement indésirable dans laquelle les deux technologies concurrentes coexistent, ne permettant qu'une exploitation partielle des externalités (*cf.* Farrell et Saloner [1985]). En revanche, lorsque les anticipations sontfaiblement optimistes, l'industrie se standardise pour une durée qui peut être très longue (d'autant plus longue que les anticipations des agents sont homogènes) et dont l'efficacité n'est pas garantie (le mode sélectionné par le processus (N_t) peut correspondre à la technologie inférieure). A long terme, la situation d'alternance du standard dominant se révèle cependant préférable à la diversité.

4 Coordination et concurrence oligopolistique

La répartition des firmes entre les technologies détermine le niveau des complémentarités technologiques dans l'industrie, affecte les quantités produites par les firmes et influence du même coup le prix de marché. Dans cette section, les firmes perçoivent l'existence d'externalités de réseau et tiennent compte de ces externalités dans les anticipations qu'elles forment sur la prix de la période à venir. En particulier, une firme qui évalue la décision de rejoindre le réseau dominant peut anticiper une hausse des quantités produites et donc une baisse du prix. Si l'effet global sur son profit anticipé est négatif, cette firme peut ne pas adopter une technologie pourtant plus productive. Les externalités technologiques et les interactions indirectes des firmes à travers le prix de marché ont des effets opposés.

4.1. Choix technologiques

Considérons la situation d'une firme ayant utilisé jusqu'à présent la technologie A. Si la firme considérée tient compte de l'impact de sa décision sur le prix, l'adoption de la technologie B a lieu si et seulement si $\widetilde{\pi}_B > \pi_A$, c'est-à-dire si et seulement si

$$\widetilde{p} \cdot (\eta_B (1 - n/N) + \zeta_B) > p \cdot \eta_A (n/N) . \tag{27}$$

Cette condition est l'analogue de (9), mais elle intègre l'effet de la décision d'adoption sur le prix d'équilibre. Pour estimer le nouveau prix de marché, la firme utilise l'hypothèse d'élasticité constante de la demande et estime linéairement ce prix selon

$$\widetilde{p} = p[1 - \varepsilon[\widetilde{Q} (n - 1) - Q (n)]/Q (n)], \tag{28}$$

où $\widetilde{Q} (n - 1)$ est l'estimation de la production totale, qui tient compte des productivités modifiées de toutes les firmes. Comme il n'est pas possible d'évaluer de façon exacte l'impact d'une modification de la composition des réseaux sur toutes les firmes de l'industrie, la firme se contente d'évaluations moyennes qui peuvent raisonnablement être approchées par $E [\zeta_A]$ et $E [\zeta_B]$. En particulier,

$$\widetilde{\eta}_A ((n - 1) /N) = \eta_A (n/N) - E [\zeta_A]$$

et $$\widetilde{\eta}_B (1 - (n - 1) /N) = \eta_B (1 - n/N) + E [\zeta_B].$$

On a alors directement

$$(29)\quad \widetilde{Q}\,(n-1) = Q\,(n) + (N-n)\cdot E\,[\zeta_B] - n\cdot E\,[\zeta_A] + E\,[\zeta_A] + E\,[\zeta_B] - \gamma\,(n/N)\,.$$

Lorsque le nombre N de firmes de l'industrie est suffisamment élevé, il suffit de déterminer le rapport des deux termes $[\widetilde{Q}\,(n-1) - Q\,(n)]/N$ et $Q\,(n)\,/N$ pour montrer que

$$(30)\qquad \frac{[\widetilde{Q}\,(n-1) - Q\,(n)]}{Q\,(n)} \simeq \frac{(1-x)\cdot E\,[\zeta_B] - x\cdot E\,[\zeta_A]}{x\cdot\eta_A\,(x) + (1-x)\cdot\eta_B\,(1-x)},$$

avec $x = n/N \in [0{,}1]$. La relation symétrique peut être mise en évidence lorsqu'une firme du réseau B rejoint le réseau A, avec cette fois

$$(31)\qquad \frac{[\widetilde{Q}\,(n+1) - Q\,(n)]/N}{Q\,(n)\,/N} \simeq \frac{x\cdot E\,[\zeta_A] - (1-x)\cdot E\,[\zeta_B]}{x\cdot\eta_A\,(x) + (1-x)\cdot\eta_B\,(1-x)},$$

i.e. $[\widetilde{Q}\,(n-1) - Q\,(n)]/Q\,(n) = -[\widetilde{Q}\,(n+1) - Q\,(n)]/Q\,(n)$. Les taux de variation de la quantité totale produite dans l'industrie sont donc identiques en valeur absolue. Leurs signes dépendent de l'importance moyenne des anticipations technologiques. Finalement, une firme du réseau A change de réseau si et seulement si

$$(32)\quad \zeta_B > \gamma_-\,(n/N) = \frac{\eta_A\,(n/N)}{1 - \varepsilon[\widetilde{Q}\,(n-1) - Q\,(n)]/Q\,(n)} - \eta_B\,(1-n/N)\,,$$

alors qu'une firme du réseau B rejoint le réseau Pareto-dominant si et seulement si

$$(33)\quad \zeta_A > \gamma_+\,(n/N) = \frac{\eta_B\,(1-n/N)}{1 - \varepsilon[\widetilde{Q}\,(n+1) - Q\,(n)]/Q\,(n)} - \eta_A\,(n/N)\,.$$

Les conditions de changement de réseau sont identiques à celles qui ont été établies dans le cas concurrentiel, à un facteur multiplicatif près. Selon que la quantité au dénominateur de ce facteur est inférieure ou supérieure à 1, le changement de réseau est moins probable ou plus probable que dans le cas concurrentiel.

4.2. **Probabilités de transition et propriétés asymptotiques**

Les probabilités de transition s'écrivent

$$(34)\qquad p\,(n,n-1) = n/N\cdot[1 - F_{\zeta_B}\,(\gamma_-\,(n/N))]$$

et

$$(35)\qquad p\,(n,n+1) = (1-n/N)\cdot[1 - F_{\zeta_A}\,(\gamma_+\,(n/N))]$$

avec la contrainte $p\,(n,n) = 1 - p\,(n,n-1) - p\,(n,n+1)$. Comme dans le paragraphe 3.3, la réversibilité de (N_t) est utilisée pour étudier la position de $\mu\,(n+1)$ par rapport à $\mu\,(n)$. Avec l'hypothèse d'une industrie de grande taille, il vient

$$\text{(36)} \qquad \frac{\mu(n+1)}{\mu(n)} = \frac{(1-n/N)\cdot\left[1-F_{\zeta_A}(-\gamma_+(n/N))\right]}{(n/N+1/N)\cdot\left[1-F_{\zeta_B}(\gamma_-(n/N+1/N))\right]} \simeq \frac{(1-x)\cdot\left[1-F_{\zeta_A}(\gamma_+(x))\right]}{x\cdot\left[1-F_{\zeta_B}(\gamma_-(x))\right]},$$

avec $x = n/N \in (0{,}1/2)$ (la fonction $F_{\zeta_B} \circ \gamma_-$ est continue). Pour déterminer les extrema de la distribution limite μ, il faut cette fois étudier les racines de l'équation aux abscisses

$$\text{(37)} \qquad x/(1-x) - \frac{1-F_{\zeta_A}(\gamma_+(x))}{1-F_{\zeta_B}(\gamma_-(x))} = 0, \text{ avec } x \in [0{,}1/2].$$

Le signe du terme $x \cdot E[\zeta_A] - (1-x)\cdot E[\zeta_B]$ revêt une importance particulière. Ce terme s'annule lorsque $x = \bar{x} \equiv E[\zeta_B]/(E[\zeta_A]+E[\zeta_B])$. Lorsque $x < \bar{x}$, on a

$$[\widetilde{Q}(n+1) - Q(n)]/Q(n) < 0 \text{ et } [\widetilde{Q}(n-1) - Q(n)]/Q(n) > 0,$$

de sorte que $\gamma_+(x) < -\gamma(x)$ et $\gamma_-(x) > \gamma(x)$ (la fonction γ est la différence de rendement entre la technologie *A* et la technologie *B* définie dans la section précédente). Selon la position de $\bar{x}$ par rapport à 1/2, le comportement du processus est modifié. Afin de simplifier l'analyse, nous supposons que les variables aléatoires ζ_A et ζ_B sont identiquement distribuées. On a alors $\bar{x} = 1/2$ $(E[\zeta_A] = E[\zeta_B] = E[\zeta])$. Lorsque $\bar{x} = 1/2$, on a $\gamma_+(n/N) < -\gamma(n/N)$ et $\gamma_-(n/N) > \gamma(n/N)$. Ainsi, pour $n < N/2$, la probabilité $p(n,n+1)$ d'une transition à droite est plus élevée que dans le cas concurrentiel, alors que la probabilité $p(n,n-1)$ d'une transition vers la gauche est plus faible que dans le cas concurrentiel. En moyenne, le processus a donc tendance à s'éloigner davantage vers la droite que dans la situation concurrentielle. Les implications de cette modification sont récapitulées dans la proposition suivante.

PROPOSITION 3 : Lorsque les firmes tiennent compte des conséquences de leurs décisions d'adoption sur le prix d'équilibre, la coexistence des technologies est favorisée. □

Preuve : L'argument est identique à celui présenté dans le paragraphe 3.3. A nouveau, il suffit d'étudier l'intervalle $[0{,}1/2]$. Posons $\omega(x) = x/(1-x) - \left[1-F_{\zeta_A}(\gamma_+(x))\right]/\left[1-F_{\zeta_B}(\gamma_-(x))\right]$. Le point $x = 1/2$ est une racine évidente de $\omega(x) = 0$ et pour $x \in (0{,}1/2)$, on a $\gamma_+(x) < -\gamma(x)$ et $\gamma_-(x) > \gamma(x)$. Par suite, il vient

$$\text{(38)} \qquad \omega(x) < \nu(x), \forall x \in [0{,}1/2],$$

puisque

$$\frac{1-F_{\zeta_A}(\gamma_+(x))}{1-F_{\zeta_B}(\gamma_-(x))} > \frac{1-F_{\zeta_A}(-\gamma(x))}{1-F_{\zeta_B}(\gamma(x))} \geqslant 1-F_{\zeta_A}(-\gamma(x)),$$

pour $x \in (0{,}1/2)$, ce qui suffit pour garantir que la solution $x_1 \in (0{,}1/2)$ est plus grande que dans le cas concurrentiel. Ainsi, le mode de la distribution limite μ situé à gauche de $N/2$, s'il existe, est plus proche de $N/2$ en situation oligopolistique que dans le cas concurrentiel. Ceci revient à dire que les firmes sont plus équitablement réparties entre les réseaux lorsque elles intègrent l'effet des externalités sur le prix. □

Dans cette section, chaque firme tient compte des deux effets opposés qui affectent sa productivité. Les complémentarités technologiques encouragent la standardisation, mais les interactions indirectes des firmes via le prix de marché ont un effet opposé. Dans ces conditions, il peut ne pas être rationnel, du point de vue individuel, d'adopter une technologie très productive. Précisons que la nouvelle formulation des probabilités de transition ne modifie que légèrement les racines x_1 et x_2 et n'a donc que des conséquences relativement limitées sur la distribution limite μ. Néanmoins, ces différences existent et, toutes choses égales par ailleurs, la diversité technologique est encouragée lorsque les firmes incorporent les conséquences économiques de leurs décisions d'adoption. La rationalité plus élaborée dont les firmes sont dotées se révèle collectivement indésirable, puisque l'industrie s'installe plus facilement dans une situation inefficace de diversité technologique.

5 Conclusion

Ce texte est consacré à la dynamique des décisions d'adoption en présence de complémentarités technologiques. La diffusion de deux standards concurrents est étudiée dans une industrie de grande taille où les firmes ont la possibilité de reformuler leur choix lorsque leurs anticipations sur les mérites respectifs des technologies le suggèrent. Les complémentarités technologiques qui existent au niveau de l'industrie font positivement dépendre la productivité et le profit de chaque firme de la fraction de firmes qui emploient la même technologie. Dans ce contexte, la coordination des choix est souhaitable afin de capturer la totalité des effets externes, mais l'efficience de la standardisation n'est pas garantie. Les choix technologiques des firmes dépendent de leurs anticipations des effets externes. En particulier, une firme change de technologie si l'augmentation (estimée) des complémentarités consécutive à ce changement compense l'écart de productivité entre les deux technologies. Les firmes de l'industrie sont ainsi confrontées à une double contrainte, puisque l'adoption d'un standard largement diffusé autorise un volume de production élevé, mais, en augmentant la production totale de l'industrie, diminue le prix d'équilibre. Selon qu'une rationalité concurrentielle ou « Cournotienne» est postulée, le comportement agrégé de l'industrie est modifié.

L'équilibre de ce modèle prend la forme d'une distribution de probabilités sur les états possibles de l'industrie. Les propriétés qualitatives de cette distribution sont discutées à partir d'une spécification générale des probabilités de transition individuelles, afin d'identifier les configurations les plus fréquentes (quelle technologie domine, pendant combien de temps, etc.). Dans ce modèle, tous les états possibles de l'industrie sont visités, mais la probabilité d'observer le processus dans un état particulier diffère d'un état à l'autre. En particulier, l'industrie séjourne presque en permanence au voisinage du maximum ou des maxima de sa distribution limite. Dès que cette distribution possède plusieurs valeurs modales, il y a explicitement multiplicité d'équilibres, au sens où l'industrie, observée à un instant particulier du temps, est toujours proche d'un de ces modes sans que l'identité de ce mode soit prévisible. Ainsi, même dans la situation symétrique d'une industrie composée de firmes faiblement hétérogènes, le comportement agrégé peut présenter une forte variabilité (*cf.* KIRMAN [1993] ; ORLÉAN [1995] ou KELLY [1994]). A la différence des approches classiques de la diffusion, la répartition des firmes entre les technologies ne converge pas vers un vecteur de proportions invariant mais présente des fluctuations persistantes, voire des changements qualitatifs forts à des moments aléatoires de l'histoire. Ces « cascades » sont liées à l'hétérogénéité des agents et à la présence de rendements croissants d'adoption. La multiplicité d'équilibres s'accompagne d'une dissonance entre l'intérêt privé des firmes et le bien-être collectif qui est commune aux travaux en économie des standards (FARRELL et SALONER [1985], [1986] ou KATZ et SHAPIRO [1985]) et aux modèles d'urnes (ARTHUR [1989] ; DOSI et KANIOVSKI [1994]).

Dans le modèle, la dispersion des anticipations technologiques des firmes influence de façon critique les propriétés agrégées de l'industrie. La distribution stationnaire de l'industrie admet deux pics traduisant l'alternance de l'identité du standard dominant lorsque la dispersion des anticipations technologiques est faible, mais un seuil existe au-delà duquel l'économie s'installe dans une situation inefficace de coexistence des standards (distribution limite unimodale). Ce problème de coordination est exacerbé lorsque les firmes tiennent compte de l'impact de leurs décisions sur la productivité des standards et par suite sur le prix de court terme. Du point de vue collectif, une rationalité concurrentielle et un optimisme très modéré des firmes sont donc désirables. Malheureusement, une telle configuration rend difficile le changement de standard. En particulier, la domination d'un standard peut sembler irréversible sur un horizon temporel insuffisamment long, alors même que les conditions d'une alternance du standard dominant existent (le disque vinyle est peut être en train de regagner une partie du terrain perdu sur le disque compact). L'échelle temporelle des ajustements décrits dans le modèle est en effet très longue, et d'autant plus longue que la taille de l'industrie est importante. Une réponse possible à ce dilemme est d'autoriser la formation de coalitions d'adopteurs. Une coalition pourrait, en prenant une décision après confrontation des estimations de chacun de ses membres, maintenir l'économie loin de l'état indésirable.

• Références bibliographiques

ANDERSON, S., DE PALMA, A., THISSE, J.-F. (1992). – *Discrete Choice Theory of Product Differenciation*, MIT Press.

AOKI, M. (1995). – "Economic Fluctuations with Interactive Agents: Dynamic and Stochastic Externalities", *Japanese Economic Review*, 46, pp. 148-165.

AOKI, M. (1996). – New Approaches to Macroeconomic Modelling: Evolutionary Stochastic Dynamics, Multiple Equilibria and Externalities as Field Effects, Cambridge University Press, New York.

ARTHUR, W. B. (1989). – “Competing Technologies, Increasing Returns and Lock-in by Small Historical Events”, *The Economic Journal*, 99, pp. 116-131.

COWAN, R. (1990). – “Tortoises and hares: Choice among Technologies of unknown Merit”, *The Economic Journal*, 101, pp. 801-814.

COWAN, R. (1991). – “Nuclear Power Reactor : a Study in Technological lock-in”, *The journal of Economic History*, 3, pp. 112-129.

COWAN, R., GUNBY, P. (1996). – “Sprayed to Death : Path-Dependence, lock-in and Pest Control Strategies”, *The Economic Journal*, 106, pp. 521-542.

DAVID, P. (1985). – “Clio and the Economics of QWERTY”, *American Economic Review*, 75, pp. 332-337.

DOSI, G., KANIOVSKY, Y. (1994). – “On Badly behaved Dynamics”, *Journal of Evolutionary Economics*, 4, pp. 93-123.

ELLISON, G. (1993). – “Learning, Local Interaction and Coordination”, *Econometrica*, 61, pp. 1047-1071.

FARRELL, J., SALONER, G. (1985). – “Standardization, Compatibility and Adoption”, *Rand Journal of Economics*, 16, pp. 70-83.

FARRELL, J., SALONER, G. (1986). – “Installed Base and Compatibility”, *American Economic Review*, 76, pp. 940-955.

FARRELL, J., SHAPIRO, C. (1994). – “The Dynamics of Bandwagons”, *Problems of Coordination in Economic Activities*, Ed. Friedman, Kluwer.

HARSANYI, J., SELTEN, R. (1988). – *A General Theory of Equilibrium Selection in Games*, MIT Press.

KANDORI, M., MAILATH, G., ROB, R. (1993). – “Learning, Mutation and Long Run Equilibria in Games”, *Econometrica*, 61, pp. 29-56.

KARLIN, S., TAYLOR, H. (1975). – *A First Course on Stochastic Processes*, Academic Press.

KATZ, M., SHAPIRO, C. (1985). – “Network Externalities, Competition and Compatibility”, *American Economic Review*, 75, pp. 424-440.

KELLY, M. (1994). – “Big Shocks Versus Small Shocks in a Dynamic Stochastic Economy with many Interacting Agents”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 18, pp. 397-410.

KIRMAN, A. (1993). – “Ants, Rationality and Recruitment”, *Quarterly Journal of Economics*, CVIII, pp. 137-156.

ORLÉAN, A. (1995). – “Bayesian Interactions and Collective Dynamics of Opinion : Herd Behavior and Mimetic Contagion”, *Journal of Economic Behavior and Organization*, 28, pp. 257-274.

PERROT, A., (1993). – “Compatibility, Networks and Competition: a Review of Recent Advances”, *Transportation Science*, 27, pp. 62-72.

REINGANUM, J. (1981). – “On the Diffusion of New Technology: a Game Theoretic Approach”, *Review of Economic Studies*, XLVIII, pp. 395-405.

ROSS, S. (1992). – *Introduction to Probability Models*, Academic Press.