

Risque et sélection d'équilibre dans un jeu de coordination : une analyse expérimentale

D. Dubois[†], M. Willinger[‡] and P. Nguyen Van[§]

RÉSUMÉ. – Nous comparons les résultats expérimentaux de trois jeux de coordination de type « chasse au cerf » (stag-hunt). Contrairement à Battalio et al. (2001), notre protocole permet de maintenir constant le rapport des risques des deux stratégies lorsqu'on augmente la prime d'optimisation. De plus, ce protocole permet de tester l'effet d'une diminution du rapport des risques des deux stratégies, pour une prime d'optimisation constante. Nos résultats montrent que dans ce dernier cas, la fréquence du choix de la stratégie dominante en termes de risque croît fortement, alors que cette fréquence n'est pas affectée par un accroissement de la prime d'optimisation toutes choses égales par ailleurs. Cependant, nos résultats confirment ceux de Battalio et al. sur le fait qu'un accroissement de la prime d'optimisation favorise l'adoption de la meilleure réponse plus fréquemment et accroît la sensibilité à l'historique du jeu.

Risk and equilibrium selection in a coordination game: an experimental analysis

ABSTRACT. – We compare the experimental results of three stag-hunt games. In contrast to Battalio et al. (2001), our design keeps the riskiness ratio of the two strategies at a constant level as the optimisation premium is increased. Furthermore, we also test the effect of a decrease of the riskiness ratio of the two strategies, when the optimization premium remains constant. Our results show that in the latter case, the frequency of the risk-dominant strategy increases sharply, while in the former case the frequency of the risk-dominant strategy is unaffected. However, we confirm the earlier findings of Battalio et al. that an increase of the optimisation premium, all things equal, favours best response and sensitivity to the payoff-history.

Nous remercions Stéphane Bertrand et Kene Boun My (Université de Strasbourg, Bureau d'Économie Théorique et Appliquée) pour le programme informatique et leur assistance durant la réalisation des expériences ainsi que deux référés anonymes et le co-éditeur de la revue B. Caillaud qui nous ont aidé à clarifier cette étude.

[†] D. DUBOIS : Laboratoire Montpellierain d'Économie Théorique et Appliquée (LAMETA), Université de Montpellier I, E-mail : dimitri.dubois@lameta.univ-montp1.fr, auteur assurant la correspondance ; Tel : 04.67.15.84.93 ; Fax : 04.67.15.84.67

[‡] M. WILLINGER : LAMETA, E-mail : marc.willinger@lameta.univ-montp1.fr

[§] P. NGUYEN VAN : THEMA-CNRS, Université de Cergy-Pontoise, E-mail : Phu.Nguyen-Van@u-cergy.fr

1 Introduction

Dans de nombreuses situations économiques les gains des agents dépendent de leur aptitude à coordonner leurs actions. En théorie des jeux ces situations sont représentées par les jeux dits de coordination. Dans les jeux de coordination pure, où les actions ne se distinguent entre elles que par leur « label », SHELLING [1960] montre que la « *saillance* » des actions permet aux agents de se coordonner par la focalisation de leurs choix. METHA et al. [1994] ont montré la pertinence empirique de cette hypothèse à partir de nombreux exemples. Très souvent, les actions peuvent être distinguées sur la base des profils de paiements. Les jeux de type « *stag hunt* », que nous traduisons par « chasse au cerf », appartiennent à cette catégorie. Ces jeux se caractérisent par la coexistence de plusieurs équilibres de Nash Pareto ordonnés. Ils constituent une représentation simplifiée de situations rencontrées fréquemment en économie, par exemple lorsque deux agents doivent décider d'un niveau d'effort dans la contribution à un output commun dont la production dépend du niveau d'effort le plus faible ou médian (BATALIO et al. [1990, 1991]). Il est également fréquent d'utiliser ce type de représentation en macroéconomie (COOPER et JOHN [1988]) ; les *néo-keynésiens* s'en servent par exemple pour justifier le rôle que peuvent tenir les politiques économiques. D'une manière générale le « *stag hunt game* » représente des situations où il existe une complémentarité stratégique entre les décisions¹. Dans cet article nous nous focalisons sur des jeux 2x2 symétriques qui admettent deux équilibres de Nash de stratégie pure et un équilibre de Nash de stratégie mixte. La nature des deux équilibres de Nash de stratégie pure est cependant différente, l'un est dit dominant en termes de paiement et l'autre dominant en termes de risque (HARSANYI et SELTEN [1988]). L'équilibre dominant en termes de risque caractérise la coordination des deux joueurs sur la sélection de la stratégie la « moins risquée ». HARSANYI et SELTEN identifient cette dernière via un raisonnement en termes d'espérance de gain : la stratégie la « moins risquée » est celle dont la probabilité seuil permettant d'égaliser son espérance de gain à la stratégie alternative est strictement inférieure à 0,5.

TAB. 1

Le jeu de la « chasse au cerf » (Stag hunt game)

		Joueur A	
		X	Y
Joueur B	X	a, a	b, c
	Y	c, b	d, d

Si $a > c$, $a > d$, $d > b$ et $d - b > a - c$, le jeu représenté dans le tableau 1 est de type « chasse au cerf ». Au sens de HARSANYI et SELTEN [1988], YY est l'équilibre dominant en termes de risque et XX est l'équilibre dominant en termes de paiement.

1. Voir également MILGROM et ROBERTS [1990] et CAMERER [2003] pour des exemples de problèmes de coordination en microéconomie et COOPER [1999] pour des exemples macroéconomiques.

Appelons p la probabilité que le joueur A choisisse la stratégie X . Alors le joueur B choisira la stratégie X seulement s'il pense que $p \geq (d - b) / (d - b + a - c) > 1/2$. En plus des deux équilibres en stratégies pures (XX et YY) ce jeu admet également un équilibre en stratégies mixtes pour lequel les deux joueurs choisissent X avec une probabilité $p^* = (d - b) / (d - b + a - c)$. Plusieurs théories ont été proposées pour sélectionner l'un des deux équilibres en stratégies pures. Ainsi CARLSSON et VAN DAMME [1995] et HARSANYI et SELTEN [1995] sélectionnent l'équilibre YY alors que ANDERLINI [1999] et HARSANYI et SELTEN [1988] et sélectionnent l'équilibre XX . La modélisation évolutionniste prédit une probabilité de convergence sur YY croissante avec la taille du bassin d'attraction de cet équilibre.

BATTALIO et al. [2001] rendent compte de résultats expérimentaux qui tendent à montrer que la sélection des équilibres dépend de l'incitation à jouer une meilleure réponse. Cette incitation, appelée « prime d'optimisation », se calcule à partir de la différence d'espérance de gain entre les deux stratégies. Dans leur expérience, ils comparent trois jeux possédant la même correspondance de meilleure réponse, mais pour lesquels la prime d'optimisation varie. D'après leurs résultats un accroissement de la prime d'optimisation, toutes choses égales par ailleurs, favorise l'équilibre dominant en termes de risque (YY). De plus, une prime d'optimisation plus élevée accroît simultanément la probabilité de convergence vers un des deux équilibres en stratégies pures et la sensibilité à l'historique du jeu.

La prime d'optimisation n'a évidemment de sens que si les agents ne sont pas parfaitement rationnels. Dans ce cadre différentes dimensions du jeu sont susceptibles d'influencer les comportements et décisions des individus. Par exemple les sujets peuvent se focaliser sur certains nombres (KESER et VOGT [2000]), avoir de l'aversion pour les pertes (CACHON et CAMERER [1996]) ou encore suivre un principe de sécurité (BATTALIO et al. [1990]). BATTALIO et al. [2001] montrent que les agents sont sensibles à la différence d'espérance de gain entre les stratégies. Dans leur protocole expérimental ils modifient donc cette différence. Cependant, une étude plus précise de leur expérience révèle que la prime d'optimisation n'est pas la seule dimension à être affectée par leurs choix de paramètres. En effet, l'augmentation de la différence d'espérance de gain entre les stratégies dans leur expérience s'accompagne d'une augmentation de la différence de risque entre les stratégies. Plus précisément les auteurs ont maintenu les paiements de la stratégie X et ont modifié ceux de la stratégie Y . Cette modification a changé la dispersion de la stratégie Y , que l'on peut mesurer par son écart-type. Afin de comparer les différences de risque des stratégies entre les jeux nous proposons un indicateur simple qui est le rapport entre le risque de la stratégie dominante en termes de risque et le risque de la stratégie dominante en termes de paiement. Si les sujets sont sensibles à cette dimension, une augmentation de ce rapport toutes choses égales par ailleurs peut favoriser la sélection de la stratégie X , car la différence de risque entre cette dernière et la stratégie Y se réduit. La convergence fréquemment observée vers l'équilibre YY lorsqu'on augmente la prime d'optimisation pourrait donc également résulter du fait que les agents sont sensibles au différentiel de risque entre les stratégies, la stratégie X devenant relativement plus risquée par rapport à la stratégie Y . Afin de dissocier les deux effets nous avons conçu une nouvelle expérience qui permet d'étudier l'impact d'une diminution du risque de choisir Y par rapport à celui de choisir X à prime d'optimisation constante. Ce protocole permet également d'isoler l'effet d'un accroissement de la prime d'optimisation, en maintenant le rapport des risques des stratégies inchangé. Nos résultats montrent qu'une diminution du rapport des risques favorise la sélection de Y . Nous retrouvons par ailleurs les résultats

de BATTALIO et al. quant à l'effet d'une hausse de la prime d'optimisation, mais en maintenant constant le rapport des risques des stratégies, à savoir une plus forte probabilité d'observation d'un comportement mutuellement cohérent et une sensibilité accrue à l'historique de jeu. Les résultats de BATTALIO et al. peuvent donc s'expliquer par la sensibilité des agents aux deux dimensions.

Le reste de l'article s'organise comme suit. Dans la section 2 nous présentons le concept de prime d'optimisation de BATTALIO et al. [2001] et l'expérience qui leur a permis de tester leurs hypothèses. Dans la section 3 nous présentons la mesure du risque des stratégies que nous considérons et l'indicateur de différence de risque entre les stratégies que nous utilisons pour comparer les jeux étudiés. La section 4 détaille le design de notre expérience et les hypothèses testées. La section 5 présente les résultats de nos traitements destinés à analyser d'une part l'impact d'une diminution du rapport des risques des stratégies à prime d'optimisation constante et d'autre part l'impact d'un accroissement de la prime d'optimisation lorsque le rapport des risques des stratégies est maintenu constant.

2 L'expérience de BATTALIO, SAMUELSON, et VAN HUYCK [2001] : la prime d'optimisation

BATTALIO et al. [2001] définissent la prime d'optimisation pour des jeux de type *stag hunt* à correspondance de meilleure réponse identique à partir de la différence de paiement espéré entre les deux stratégies. Pour le jeu du tableau 1, définissons $\pi(X, p)$ le paiement espéré de la stratégie X lorsque l'opposant choisit la stratégie X avec la probabilité p , et $\pi(Y, p)$ le paiement espéré de la stratégie Y lorsque l'opposant choisit la stratégie X avec la probabilité p . La prime d'optimisation (PO) est définie par² : $PO = \pi(X, p) - \pi(Y, p) = (a - c + d - b)(p - p^*)$. Dans cette expression $(a - c)$ est l'incitation à sélectionner la stratégie X lorsque l'opposant choisit la stratégie X et $(d - b)$ est l'incitation à sélectionner la stratégie Y lorsque l'opposant choisit la stratégie Y . Ainsi la prime d'optimisation d'un jeu mesure l'incitation totale à sélectionner une meilleure réponse plutôt qu'une réponse inférieure. BATTALIO et al. mettent en avant trois résultats.

RÉSULTAT 1 : *une prime d'optimisation plus élevée augmente la probabilité de convergence vers l'équilibre dominant en termes de risque.*

Étant donné que la prime d'optimisation est plus élevée les joueurs sont davantage incités à sélectionner une meilleure réponse au choix de stratégie de l'adversaire. La dynamique de jeu se rapproche donc davantage de la dynamique de

2. $\pi(X, p) = ap + b(1 - p)$ et $\pi(Y, p) = cp + d(1 - p)$, donc $\pi(X, p) - \pi(Y, p) = p(a - c) + (b - d)(1 - p) = p(a - c + d - b) + (b - d)$ avec $(b - d) = -p^*(a - c + d - b)$, d'où $\pi(X, p) - \pi(Y, p) = (a - c + d - b)(p - p^*)$.

meilleure réponse, laquelle prédit, dans l'approche évolutionniste, une convergence vers l'équilibre dominant en termes de risque.

RÉSULTAT 2 : *une prime d'optimisation plus élevée augmente la vitesse de convergence vers un équilibre.*

Lorsque la prime d'optimisation est plus élevée les joueurs sélectionnent avec une plus grande probabilité des meilleures réponses, donc ils atteignent plus vite un état où leurs actions sont coordonnées.

RÉSULTAT 3 : *une prime d'optimisation plus élevée augmente la sensibilité des joueurs à l'historique de jeu.*

Étant donné que les joueurs « gagnent » plus à sélectionner une meilleure réponse, ils se préoccupent davantage des observations dans les périodes passées puisque ce sont elles qui déterminent la stratégie optimale à adopter.

BATTALIO et al. ont expérimenté trois jeux pour lesquels la correspondance de meilleure réponse est identique et le paiement à l'équilibre de stratégie mixte est identique également. Ces jeux sont représentés dans la table 2.

TAB. 2

Les trois stag hunt game expérimentés par BATTALIO, SAMUELSON, et VAN HUYCK [2001]

	X	Y		X	Y		X	Y
X	45,45	0,35	X	45,45	0,40	X	45,45	0,42
Y	35,0	40,40	Y	40,0	20,20	Y	42,0	12,12
	Jeu 2R			Jeu R			Jeu 0,6R	

Ces jeux sont respectivement appelés 2R, R et 0,6R. Dans le jeu 2R la prime d'optimisation ($PO = 50$) est deux fois supérieure à celle du jeu R ($PO = 25$) et la prime d'optimisation du jeu 0,6R est 0,6 fois celle du jeu R ($PO = 15$). L'expérimentation de ces trois jeux a conduit aux trois résultats donnés ci-dessus.

3 Le rapport des risques des stratégies

La prime d'optimisation de BATTALIO et al. [2001] représente l'incitation pécuniaire à sélectionner la meilleure réponse ; elle mesure pour chaque choix probable de l'opposant la différence entre le paiement espéré de la stratégie X et celui de la stratégie Y. En accord avec leur intuition les auteurs montrent que la propension à jouer une meilleure réponse est croissante avec la prime d'optimisation.

Rappelons que la sensibilité des agents à la différence de gain entre les stratégies n'a de sens que si ces derniers ne sont pas parfaitement rationnels. Sous cette hypothèse, et lorsque les chiffres des matrices des jeux sont considérés comme des paiements monétaires³, d'autres dimensions peuvent affecter les comportements des individus. Nous nous intéressons dans cette étude, au risque attaché à chaque stratégie, que nous mesurons par l'écart-type de ses paiements. Notre principale motivation est qu'il s'agit d'un paramètre non contrôlé dans l'expérience de BATTALIO et al.. En effet, en augmentant la prime d'optimisation entre leurs jeux, les auteurs ont simultanément modifié le risque d'une des stratégies. Or en manipulant simultanément la prime d'optimisation et le risque « comparé » des stratégies, on ne peut pas imputer les effets observés uniquement à la prime d'optimisation. C'est pourquoi nous proposons d'évaluer l'effet d'une variation de la prime d'optimisation en maintenant constant le rapport des risques des stratégies. Plus précisément, par construction des *stag hunt game*, la stratégie Y comporte un risque plus faible que la stratégie X , donc son écart-type (σ_Y) pour $\forall p \in]0, 1[$ est inférieur à celui de X . Cependant la différence de risque entre les deux stratégies peut être différente selon les jeux. Afin d'appréhender cette différence nous proposons un indicateur simple s'exprimant comme le rapport de l'écart-type de la stratégie Y à celui de la stratégie X . Formellement ce rapport, noté RR se définit par :

$$(1) \quad RR = \frac{\sigma_Y}{\sigma_X} = \frac{|c-d|\sqrt{p(1-p)}}{(a-b)\sqrt{p(1-p)}} = \frac{|c-d|}{a-b}$$

où p est la probabilité que l'opposant choisisse la stratégie X . Ce rapport présente l'avantage, contrairement à la différence $\sigma_X - \sigma_Y$, d'être invariant quel que soit le choix probable de l'opposant, c'est à dire quel que soit le paiement espéré de chacune des stratégies. En effet il dépend uniquement des écarts de paiements des deux stratégies. Son interprétation est par ailleurs intuitive. S'il est proche de 1, le risque encouru par un sujet en sélectionnant une stratégie est sensiblement le même que celui encouru en sélectionnant la stratégie alternative. Par contre s'il est proche de zéro, la stratégie Y apparaît comme beaucoup moins risquée que la stratégie X . Dès lors que les sujets sont sensibles au risque comparatif des stratégies, ils sélectionneront plus fréquemment la stratégie Y lorsque RR est proche de 0, toutes choses égales par ailleurs.

En augmentant la prime d'optimisation entre leurs jeux BATTALIO et al. ont simultanément diminué le rapport des risques des deux stratégies. Plus précisément, $RR = 2/3$ dans le jeu 0,6R où $PO = 15$, $RR = 0,44$ dans le jeu R où $PO = 30$ et $RR = 1/9$ dans le jeu 2R où $PO = 50$. Si l'on se réfère à l'indicateur que nous avons défini, sélectionner la stratégie Y dans le jeu 2R comporte relativement moins de risque par rapport au choix de X que dans le jeu 0,6R. Une hypothèse alors possible est que le résultat de plus forte sélection de la stratégie X dans le jeu 0,6R tient à la faible différence de risque entre les deux stratégies ; et que de la même façon la plus forte probabilité observée de sélection de la stratégie Y dans le jeu 2R tient à la grande différence de risque entre la stratégie Y et la stratégie X .

3. Étant donné que l'utilité attribuée aux gains n'est pas observable il est courant en économie expérimentale de considérer les matrices des jeux comme des paiements monétaires. Par ailleurs, étant donné que BATTALIO et al. se réfèrent explicitement à la différence d'espérance de gain, on peut supposer qu'ils font la même hypothèse.

Nous posons ainsi l'hypothèse que les sujets sont sensibles non seulement à la différence de gain attendu entre les stratégies mais également au risque comparatif entre les stratégies.

4 Design expérimental

Afin d'isoler l'influence d'une variation de la prime d'optimisation de la variation du rapport des risques des stratégies, nous avons comparé les choix des sujets dans trois traitements. Le traitement 1 (jeu 1, table 3) est une réplique du traitement 0,6R de BATTALIO et al. [2001]. Dans le second traitement (jeu 2, table 3) la prime d'optimisation est identique au traitement 1 mais le rapport des risques des stratégies est plus faible. Dans le troisième traitement (jeu 3, table 3) nous avons maintenu le rapport des risques des stratégies au niveau de celui du traitement 2 mais nous avons doublé la prime d'optimisation.

TAB. 3

Les trois stag hunt game de notre expérience

	X	Y		X	Y		X	Y
X	45,45	0,42	X	40,40	20,37	X	44,44	4,38
Y	42,0	12,12	Y	37,20	32,32	Y	38,4	28,28
	Jeu 1			Jeu 2			Jeu 3	

Ces trois jeux admettent deux équilibres de Nash en stratégies pures, XX est l'équilibre dominant en termes de paiement et YY l'équilibre dominant en termes de risque, et un équilibre en stratégies mixtes pour lequel la stratégie X est sélectionnée avec la probabilité 0.8. Le paiement à l'équilibre en stratégies mixtes est de 36 dans les trois jeux. Pour les deux premiers jeux $PO = 15$ donc d'après BATTALIO et al. nous devrions observer la même probabilité de convergence vers l'équilibre dominant en termes de risque. Cependant puisque $RR_1 = 2/3 > RR_2 = 1/4$, où RR_i est le rapport des risques des stratégies du jeu $i = 1, 2, 3$, nous posons l'hypothèse suivante :

HYPOTHÈSE 1 : à prime d'optimisation égale, une valeur du rapport des risques des stratégies plus faible rend plus probable l'observation de l'équilibre dominant en termes de risque.

Pour le troisième jeu $PO = 30$ donc d'après BATTALIO et al. nous devrions observer une fréquence de coordination sur l'équilibre dominant en termes de risque plus élevée que dans les deux premiers jeux. Étant donné que $RR_3 = 1/4 < RR_1 = 2/3$ nous nous attendons également à ce que l'équilibre dominant en termes de

risque soit plus fréquemment observé dans le jeu 3 que dans le jeu 1 (hypothèse 1). Cependant puisque $RR_3 = RR_2$ nous posons l'hypothèse suivante :

HYPOTHÈSE 2 : l'augmentation de la prime d'optimisation n'a pas d'effet significatif sur la probabilité d'observation de l'équilibre dominant en termes de risque tant que le rapport des risques des stratégies reste inchangé.

D'après l'argument que nous avons développé dans la section 3, puisque le rapport des risques des stratégies est inchangé entre les jeux 2 et 3, il n'y a pas de raison que les sujets choisissent plus fréquemment l'option qui offre la plus grande sécurité dans le jeu 3.

Bien que la différence de rapport des risques des stratégies puisse altérer l'appréhension du jeu et la probabilité d'observation de l'équilibre dominant en termes de risque, il n'y a pas de raison que la dynamique de jeu soit influencée par ce paramètre. En effet la dynamique du jeu résulte principalement de l'incitation à jouer une meilleure réponse. Cette incitation dépend de la prime d'optimisation. Nous posons donc les deux hypothèses suivantes :

HYPOTHÈSE 3 :

- (1) à prime d'optimisation inchangée la fréquence d'observation du comportement mutuellement cohérent est inchangée également.*
- (2) l'observation du comportement mutuellement cohérent est plus fréquente lorsque la prime d'optimisation est plus élevée.*

HYPOTHÈSE 4 :

- (1) à prime d'optimisation égale, la sensibilité à l'historique du jeu n'est pas significativement différente.*
- (2) la sensibilité à l'historique de jeu est plus marquée lorsque la prime d'optimisation est plus élevée.*

Les hypothèses 3.2 et 4.2 testent de nouveau les résultats 2 et 3 de BATTALIO et al., tandis que les hypothèses 3.1 et 4.1 complètent leur analyse, les auteurs n'ayant pas effectué de tests à prime d'optimisation inchangée.

L'expérience a été réalisée par le LEES de l'université de Strasbourg⁴. Les sujets sont des étudiants des différentes universités et écoles d'enseignement supérieur de Strasbourg. Ils ont été recrutés par tirage aléatoire au sein d'un pool d'environ 1200 sujets volontaires. En tout 192 sujets ont participé, à raison de 64 participants pour chaque traitement. Pour chaque traitement, 8 groupes de 8 sujets ont été constitués, répartis en 4 sessions (2 groupes par session). En arrivant sur les lieux de l'expérience, les sujets ont reçu des instructions écrites⁵, lues à voix haute par un assistant, après une première lecture individuelle silencieuse. La suite de la session se déroulait par l'intermédiaire d'un réseau informatique. Les sujets devaient tout d'abord répondre à un questionnaire de compréhension, puis le jeu proprement dit pouvait commencer. Chaque sujet convoqué à une session était affecté à un groupe de 8 sujets, pour interagir avec les autres membres durant 75 périodes consécutives.

4. Le LEES (Laboratoire d'Économie Expérimentale de Strasbourg) dépend du BETA (Bureau d'Économie Théorique et Appliquée).

5. Les instructions sont consultables à l'adresse suivante : http://www.duboishome.info/dimitri/index.php?page=coordination_annexes

Les sujets savaient qu'à chaque période leur décision serait confrontée à la décision d'un des 7 autres sujets, avec une probabilité uniforme. Dans un groupe toutes les décisions devaient être prises avant que le processus d'appariement ne soit mis en oeuvre. Le protocole expérimental était connaissance commune des sujets. Durant le déroulement de l'expérience, ils avaient la possibilité d'accéder à l'historique du jeu retraçant leurs décisions, les décisions des joueurs avec lesquels ils avaient interagi dans les périodes précédentes, leurs gains à chaque période et leur gain cumulé. Les résultats de chaque période étaient comptabilisés en points, avec un taux de conversion en Euros qui était connu des sujets (1 point = 0,006 Euros). Le protocole expérimental est identique à celui de BATTALIO et al..

5 Résultats de l'expérience

Comme nous avons répliqué le jeu 0,6R de BATTALIO et al. [2001], nous devons d'abord nous assurer que nos résultats sont cohérents avec les leurs. En prenant comme critère la fréquence de sélection de la stratégie X , l'hypothèse nulle d'égalité des fréquences de choix de X entre l'expérience de BATTALIO et al. et la nôtre ne peut être rejetée au seuil de 5 % (Chi-deux et Mann Whitney unilatéral). Comme nos résultats répliquent les observations de BATTALIO et al., nous pouvons poursuivre notre analyse en prenant comme référence les données que nous avons observées pour le jeu 1.

5.1 Commentaires généraux

La figure 1 reporte les fréquences de sélection de la stratégie X au cours des 75 périodes selon les jeux. Bien que le jeu en lui-même ne soit pas l'unité d'observation indépendante de notre expérience quelques premières remarques peuvent être faites. Tout d'abord nous pouvons noter la fréquence constamment plus élevée du choix de la stratégie X dans le jeu 1. Ensuite la différence de fréquence de sélection de la stratégie dominante en termes de paiement entre les jeux 1 et 2 est relativement constante au cours du temps, ce qui sous-entend une dynamique de jeu proche. Enfin la fréquence moyenne du choix de X dans le jeu 3 se situe à un niveau intermédiaire entre le jeu 1 et le jeu 2 sur la première partie des périodes puis converge vers la fréquence moyenne du jeu 2 pour finir par se confondre avec cette dernière⁶. Les figures 2, 3 et 4 représentent les fréquences observées du choix de la stratégie X , groupe par groupe selon les traitements. Pour plus de clarté nous

6. SCHMIDT et al. [2003] s'intéressent aux caractéristiques des équilibres. Ils définissent ainsi une mesure de la dominance en termes de paiement, $P = \frac{a-d}{a}$ et une mesure de la dominance en termes de risque ; $R = \log\left[\frac{d-b}{a-c}\right]$. Si nous nous référons à ces mesures, $R = \log(4)$ dans nos trois jeux, tandis que $P = 0.73$ dans le jeu 1, $P = 0.2$ dans le jeu 2 et $P = 0.366$ dans le jeu 3. Cette augmentation de P entre le jeu 2 et le jeu 3 peut expliquer que dans le jeu 3 davantage de groupes ont choisi la stratégie X par rapport au jeu 2.

FIG. 1

Fréquences de l'action X par jeu

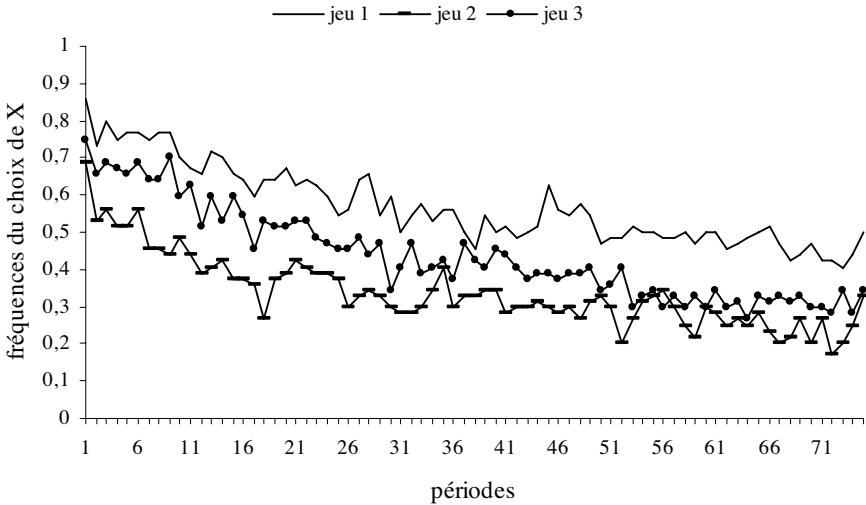
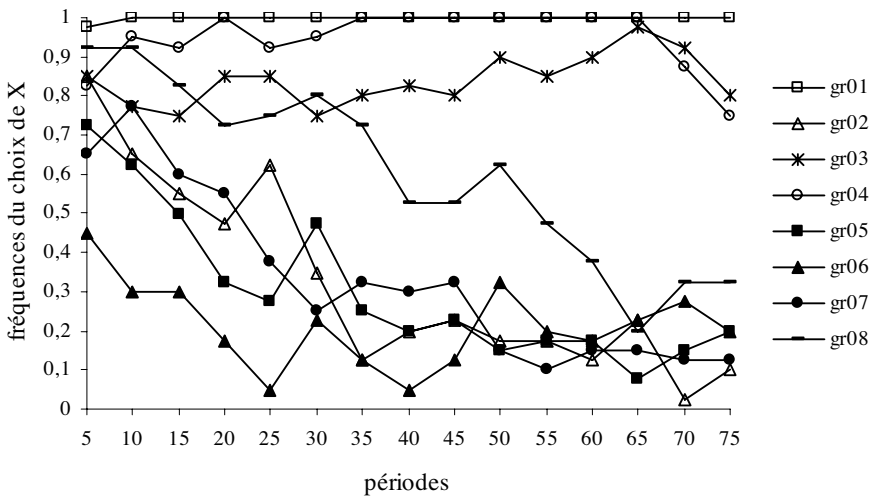


FIG. 2

Fréquences de l'action X dans le jeu 1, par groupes



avons reporté les moyennes sur cinq périodes⁷. La figure 2 reporte les données du jeu 1. Nous pouvons observer que trois groupes (les groupes 1, 3 et 4) choisissent majoritairement la stratégie X. Le groupe 8 choisit X à plus de 70 % dans la première moitié des périodes puis converge progressivement sur le choix de Y.

7. Ainsi la période 5 est la moyenne des fréquences observées de X sur les périodes 1 à 5. Des graphiques plus détaillés ainsi que l'ensemble des données de l'expérience sont accessibles en ligne à l'adresse donnée dans la note de bas de page 5.

FIG. 3

Fréquences de l'action X dans le jeu 2, par groupes

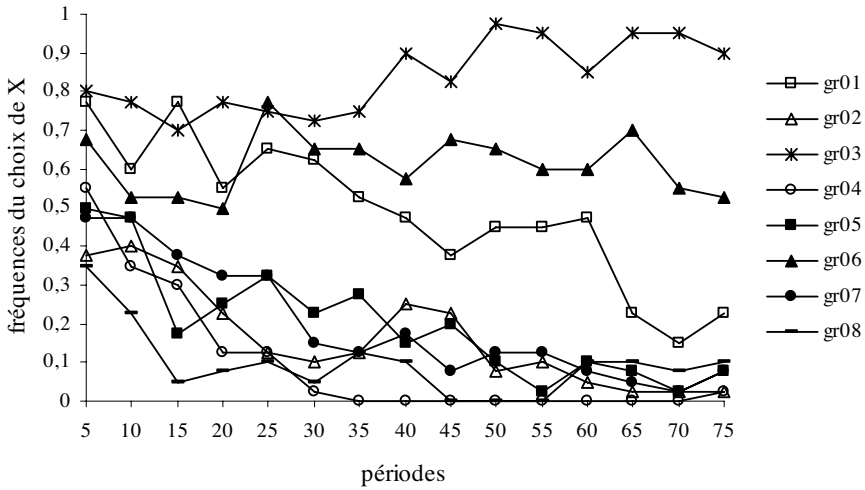
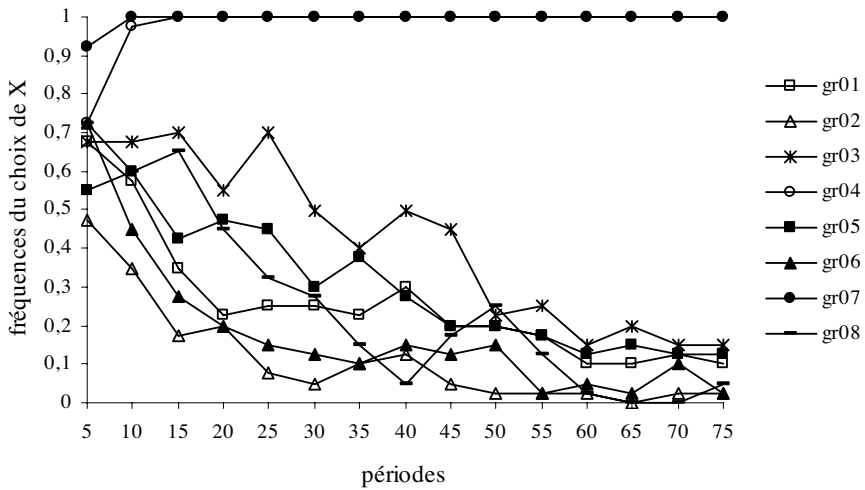


FIG. 4

Fréquences de l'action X dans le jeu 3, par groupes



Les quatre groupes restants choisissent Y à plus de 50 % sur les trente dernières périodes, mais seuls les groupes 5 et 7 se stabilisent sur un choix de Y à plus de 80 % sur les 25 dernières périodes. Aucun groupe ne fait le choix unanime de Y sur 5 périodes consécutives.

La figure 3 retrace l'évolution de la fréquence de sélection de la stratégie X dans le jeu 2. Force est de constater une grande différence avec la figure 2. Le groupe 3 est celui où les sujets choisissent le plus fréquemment X, mais il n'atteint jamais la coordination totale sur X comme ce qui a été observé dans le jeu 1. Le groupe 6 reste la majorité du temps dans un intervalle compris entre 60 et 70 % de choix

de X , tandis que le groupe 1 converge progressivement vers la sélection de Y sans pour autant que cette stratégie soit unanimement choisie. Les cinq autres groupes convergent rapidement sur Y et se stabilisent sur le choix de cette stratégie à plus de 80 % sur les 25 dernières périodes. Le groupe 4 se coordonne sur l'équilibre dominant en termes de risque sur plus de 40 périodes consécutives.

La figure 4 reporte les données observées pour le jeu 3. Cette figure ressemble simultanément à la figure 2 et à la figure 3. Plus précisément, comme dans le jeu 1 deux groupes (les groupes 4 et 7) ont rapidement convergé sur le choix unanime de X . Par contre à l'instar du jeu 2, la majorité des groupes a fortement convergé vers Y , se stabilisant sur ce choix à plus de 80 % sur les 20 dernières périodes.

5.2 Prime d'optimisation constante, diminution du rapport des risques des stratégies : jeu 1 vs jeu 2

Le tableau 4 reporte les fréquences initiales, moyennes et finales d'observation de la stratégie X par groupe pour les jeux 1 et 2. Les différences décrites dans le paragraphe précédent sont confirmées par les tests prenant le groupe comme unité d'observation indépendante : les fréquences initiales et moyennes du choix de X sont significativement supérieures dans le jeu 1 au seuil de 5 % (Mann Whitney unilatéral). Bien que les fréquences finales ne soient pas significativement différentes, elles rendent mal compte du comportement asymptotique des groupes, en raison d'un effet de fin de jeu qui a favorisé le choix de X .

Bien que la fréquence de sélection de la stratégie X soit un critère discriminant, il n'informe pas sur la probabilité d'atteindre l'équilibre dominant en termes de risque. Étant donné que le nombre d'équilibres de Nash de stratégie pure dans une période est compris entre 0 et 4 et que pour les valeurs intermédiaires (1, 2 et 3) cela dépend du hasard de l'appariement, nous considérons que la coordination sur un équilibre (dominant en termes de risque ou dominant en termes de paiement) a lieu uniquement lorsque les huit membres du groupe sélectionnent la même straté-

TAB. 4

Fréquences initiales, moyennes et finales par groupe et par jeu

Groupes	Fréquences initiales		Fréquences Moyennes		Fréquences Finales	
	<i>Jeu 1</i>	<i>Jeu 2</i>	<i>Jeu 1</i>	<i>Jeu 2</i>	<i>Jeu 1</i>	<i>Jeu 2</i>
1	0.875	0.875	0.998	0.488	1	0.25
2	0.875	0.5	0.325	0.165	0.25	0.125
3	1	0.875	0.840	0.838	0.75	0.875
4	0.75	0.625	0.947	0.1	0.875	0
5	0.75	0.625	0.302	0.198	0.25	0.375
6	0.625	0.875	0.213	0.612	0.125	0.5
7	1	0.625	0.330	0.198	0.125	0.125
8	1	0.5	0.603	0.097	0.625	0.375
Moyenne	0.859	0.688	0.570	0.337	0.5	0.328

gie (X ou Y). Nous utilisons donc un second critère, le nombre de périodes où les huit joueurs sélectionnent la même stratégie⁸. Dans le jeu 1 l'équilibre dominant en termes de paiement est atteint au total 146 fois, contre seulement 22 fois dans le jeu 2. L'équilibre dominant en termes de risque est par contre atteint 150 fois dans le jeu 2 contre 36 fois dans le jeu 1. L'hypothèse nulle d'une équiprobabilité d'atteinte de l'équilibre dominant en termes de risque dans les deux jeux est rejetée au seuil de 10 % (Mann Whitney unilatéral)⁹.

Les deux critères discriminants utilisés supportent l'hypothèse 1, à prime d'optimisation inchangée la différence de rapport des risques des stratégies influe sur l'équilibre atteint à l'issue du jeu, et plus précisément, une valeur de rapport des risques des stratégies plus faible augmente la probabilité d'atteindre l'équilibre dominant en termes de risque.

Le critère du nombre de périodes de coordination parfaite nous permet également de montrer que les observations vont dans le sens de l'hypothèse 3.1 puisque dans le jeu 1 182 équilibres de Nash de stratégie pure sont atteints au total contre 172 dans le jeu 2. Ainsi la fréquence du comportement mutuellement cohérent n'est pas significativement différente entre les deux jeux (Chi-deux, 5 %). Afin de tester l'hypothèse 4.1, quant à la prise en compte de l'historique du jeu, nous étudions le comportement individuel à partir du modèle proposé par BATTALIO et al. [2001] qui se fonde sur l'équilibre Quantal Response de McKELVEY et PALFREY [1995]. Ce modèle permet d'estimer la probabilité de choisir la stratégie X en supposant que les sujets sélectionnent en moyenne des meilleures réponses, mais qu'ils font des erreurs. Pour sélectionner la meilleure réponse le joueur i attribue une probabilité q_{it} au fait que son partenaire à la période t choisisse la stratégie X . Cette probabilité dépend d'une part de la croyance initiale du joueur i et des observations dans les périodes passées et d'autre part de la pondération de chacune des observations de l'historique. Formellement la probabilité que le joueur i attribue au fait que son partenaire à la période t sélectionne la stratégie X se présente sous la forme suivante :

$$(2) \quad q_{it} = \frac{q_0 d^{t-1} + I_{i1} d^{t-2} + \dots + I_{i,t-2} d + I_{i,t-1}}{d^{t-1} + d^{t-2} + \dots + 1}$$

où q_0 est la probabilité initiale, $I = 1$ si l'adversaire de i joue X au temps τ et $I = 0$ sinon, et d est un facteur d'escompte : $d = 1$ si les croyances sont de type fictitious play (Brown 1951) et $d = 0$ si les croyances sont de type Cournot (1960). Si les croyances sont de type Cournot, un sujet choisira une meilleure réponse au choix observé à la période précédente. Si les croyances sont de type fictitious play, il prendra en compte toutes les périodes passées. La probabilité que le joueur i sélectionne la stratégie X à la période t , notée P_{it} , dépend de sa propension à sélectionner une meilleure réponse à son estimation de la probabilité que son opposant sélectionne la stratégie X en t . D'après le modèle de Quantal Response :

$$(3) \quad P_{it} = \frac{\exp(\alpha + \beta(q_{it} - q^*))}{1 + \exp(\alpha + \beta(q_{it} - q^*))}$$

8. Nous n'avons pas reporté ici le détail du nombre de périodes de coordination « parfaite » selon les groupes et les jeux, mais ce détail est en ligne (adresse de la note de bas de page 5).

9. L'équilibre n'étant pas la règle dans ce type de jeu la valeur statistique seuil de 10 % nous semble suffisante pour rejeter ou non l'hypothèse posée.

Le paramètre α capture la tendance à s'éloigner des bas paiements et β est le paramètre de précision du modèle de Quantal Response : lorsque $\beta = 0$ (rationalité nulle) les choix de l'individu sont faits au hasard, et il sélectionne chacune des stratégies de manière équiprobable ($P_{it} = 1/2$ quel que soit t) ; lorsque $\beta \rightarrow \infty$ (rationalité parfaite), l'individu choisit toujours la meilleure réponse, c'est à dire avec la probabilité 1 il choisira X si $q_{it} > q^*$ et Y si $q_{it} < q^*$. BATTALIO et al. [2001] décomposent le paramètre β en $\delta\lambda$ où δ est le paramètre de la prime d'optimisation et λ le paramètre de précision du modèle. Le tableau 5 reporte les paramètres estimés par la méthode du maximum de vraisemblance.

TAB. 5

Estimations du comportement individuel dans les jeux 1 et 2 par le maximum de vraisemblance

Traitement	Observations	Log Likelihood	α	β	d	q_0
<i>Jeu 1</i>	4800	-2141.531	1.4321 (0.49)	5.0659 (0.14)	0.8509 (0.17)	0.8265 (0.06)
<i>Jeu 2</i>	4800	-2274.360	1.09 (0.07)	4.7679 (0.15)	0.8961 (0.01)	0.6901 (0.05)

Nous pouvons noter tout d'abord que les fréquences initiales estimées sont très proches des fréquences initiales observées. En effet pour le jeu 1 la fréquence initiale moyenne sur le jeu est 0.859, et pour le jeu 2 la fréquence initiale observée est 0.688. α , qui capture une tendance à s'éloigner des bas paiements, est plus élevé dans le premier jeu ce qui est cohérent avec les paramètres du jeu étant donné que le paiement le plus bas de ce jeu est 0, contre 20 pour le jeu 2. Il semble que cet élément soit pris en compte par les sujets lorsqu'ils prennent leurs décisions. Cette propension à s'éloigner des bas paiements, en l'occurrence du 0 dans la matrice des paiements du jeu 1, aurait pu favoriser la sélection de la stratégie Y dans le jeu 1. Les joueurs ont une dynamique de réponse plus conforme à fictitious play qu'à la dynamique de meilleure réponse de Cournot puisque le facteur d d'escompte est compris entre 0,8 et 0,9. Enfin le β du second jeu, bien que légèrement plus faible, n'est pas significativement différent de celui du premier jeu (Chi-deux de Wald, 5 %) ; les joueurs ont donc une dynamique de comportement très proche dans les deux jeux ce qui supporte l'hypothèse 4.1.

5.3 Rapport des risques des stratégies constant, augmentation de la prime d'optimisation : jeu 2 vs jeu 3

Le tableau 6 reporte les fréquences initiales, moyennes et finales de sélection de la stratégie X dans le jeu 3.

Les fréquences initiales, moyennes et finales des jeux 2 et 3 ne sont pas significativement différentes (Mann Whitney unilatéral, 5 %). Il convient néanmoins de noter que deux groupes (les groupes 4 et 7) se sont fortement coordonnés sur l'équilibre dominant en termes de paiement alors que quatre groupes se sont fortement coordonnés sur l'équilibre dominant en termes de risque (les groupes 1, 2, 6

TAB. 6

Fréquences initiales, moyennes et finales par groupe et par jeu

Groupes	Fréquences initiales	Fréquences moyennes	Fréquences finales
1	0.75	0.275	0.25
2	0.375	0.115	0
3	0.75	0.418	0
4	0.75	0.98	1
5	0.75	0.303	0.125
6	0.875	0.178	0.125
7	0.875	0.995	1
8	0.875	0.257	0.25
Moyenne	0.75	0.438	0.344

et 8). Au total la coordination sur l'équilibre dominant en termes de paiement est observée 143 fois, et la coordination sur l'équilibre dominant en termes de risque 102 fois¹⁰. Rappelons que dans le jeu 2 l'équilibre dominant en termes de risque est atteint 150 fois. Le nombre de périodes de choix unanime de *Y* n'est pas significativement différent entre les deux jeux (Mann Whitney unilatéral, 10 %), ce qui, conjointement avec le test sur les fréquences observées, va dans le sens de l'hypothèse 2. De plus, nous observons dans le jeu 3 un total de 245 périodes où les huit joueurs sélectionnent la même stratégie, contre 172 dans le jeu 2, la différence est significative au seuil de 5 % (Chi-deux) ce qui supporte l'hypothèse 3.2. Ainsi une prime d'optimisation plus élevée, toutes choses égales par ailleurs, augmente la probabilité d'observation d'un comportement mutuellement cohérent, ce qu'ont démontré BATTALIO et al. [2001] et que nous confirmons ici.

Les estimations des paramètres du comportement individuel dans le jeu 3 sont reportées dans le tableau 7. L'estimation de la fréquence moyenne initiale est très proche de celle observée (0,750). L'apprentissage des individus s'apparente à fictitious play puisque le facteur d'escompte estimé est de 0,88. La constante est positive, les sujets se sont écartés du paiement minimum de 4 de la matrice des paiements ce qui aurait pu favoriser le choix de la stratégie *Y* dans ce jeu. Le β estimé est significativement supérieur à celui du jeu 2 au seuil de 5 % (Chi deux de Wald),

TAB. 7

Estimations du comportement individuel dans le jeu 3 par le maximum de vraisemblance

Traitement	Observations	Log Likelihood	α	β	d	q_0
<i>Jeu 3</i>	4800	-1959.049	1.4595 (0.51)	5.5630 (0.16)	0.8846 (0.17)	0.7059 (0.05)

10. Il s'agit ici du second critère que nous utilisons dans les analyses, le nombre de périodes où les huit joueurs sélectionnent la même stratégie.

les joueurs sont plus sensibles à l'historique de jeu dans le jeu 3, ce qui supporte l'hypothèse 4.2.

Ainsi le rôle de la prime d'optimisation sur la dynamique de jeu est significatif, bien que la valeur du rapport des risques des stratégies soit, semble-t-il, un élément non négligeable quant à la probabilité de converger vers l'équilibre dominant en termes de risque.

5.4 Augmentation de la prime d'optimisation, diminution du rapport des risques des stratégies : jeu 1 vs jeu 3

Les jeux 1 et 3 ont deux paramètres différents, la prime d'optimisation est plus élevée dans le jeu 3 (30 contre 15) tandis que la valeur du rapport des risques des stratégies est plus faible (1/4 contre 2/3). Entre ces deux jeux ce sont les hypothèses 1, 3.2 et 4.2 qui sont à nouveau testées.

Bien que les fréquences moyennes de sélection de la stratégie X ne soient pas significativement différentes au seuil standard en raison des deux groupes du jeu 3 qui ont rapidement convergé sur X , la différence de nombre de périodes de choix unanime de Y est non négligeable (36 périodes dans le jeu 1 contre 102 dans le jeu 3). Néanmoins cette différence n'est pas significative au seuil de 5 %. Nous prenons alors un critère plus faible que la coordination parfaite sur l'équilibre dominant en termes de risque ; nous considérons, au même titre que FRIEDMAN [1996] ou BOUN MY et al. [2006] que sept joueurs sur huit sélectionnant la stratégie Y est un indicateur de convergence expressif. Ce critère discrimine les deux jeux au seuil de 10 % (Mann Whitney unilatéral) ; le nombre de périodes où au moins sept joueurs sélectionnent Y dans le jeu 3 est significativement supérieur au nombre de périodes dans le jeu 1, ce qui va dans le sens de l'hypothèse 1. Par ailleurs le comportement mutuellement cohérent de l'ensemble des groupes est observé 182 fois dans le jeu 1 et 245 fois dans le jeu 3, la différence est significative au seuil de 5 % (Chi-deux) ce qui va dans le sens de l'hypothèse 3.2. Enfin, le paramètre estimé de la sensibilité à l'historique de jeu dans le jeu 3 est significativement supérieur à celui du jeu 1 (Chi-deux de Wald, 5 %), ce qui supporte l'hypothèse 4.2.

6 Conclusion

Nous avons réalisé une expérience à partir d'un jeu de coordination, destinée à isoler l'effet d'un accroissement de la prime d'optimisation de l'effet lié à un accroissement du rapport des risques des stratégies. La prime d'optimisation a été définie par BATTALIO et al. [2001] dans un article où ils mettent en évidence que l'accroissement de la prime d'optimisation, en favorisant le choix d'une meilleure réponse de la part des sujets, favorise simultanément la sélection de l'équilibre dominant en termes de risque. Ils ont également montré que l'accroissement de la prime d'optimisation rendait les sujets plus sensibles à l'historique du jeu. Comme

nous l'avons montré dans cet article, le protocole expérimental utilisé par BATTALIO et al. [2001] présente le défaut d'augmenter la différence de risque entre les stratégies en même temps qu'il accroît la prime d'optimisation. Nous avons défini un indicateur permettant de comparer la différence de risque entre les stratégies entre plusieurs jeux. En augmentant la prime d'optimisation dans leur expérience, BATTALIO et al. [2001] diminuent le rapport des risques des stratégies, décourageant ainsi les sujets à choisir la stratégie dominante en termes de paiements pour lui préférer la stratégie qui offre plus de sécurité. Nous avons conçu un protocole, similaire à celui de BATTALIO et al. [2001], dans lequel nous pouvons soit faire varier la prime d'optimisation sans modifier le rapport des risques des stratégies, soit faire varier ce rapport sans modifier la prime d'optimisation. Nos résultats peuvent se résumer à 3 propositions. Premièrement, une diminution du rapport des risques des stratégies à prime d'optimisation constante favorise le choix de la stratégie dominante en termes de risque, conformément à l'intuition. Deuxièmement, un accroissement de la prime d'optimisation à rapport des risques des stratégies constant ne modifie pas les fréquences de choix des stratégies. Troisièmement, un accroissement de la prime d'optimisation à différence relative de risque entre les stratégies constante favorise le choix d'une meilleure réponse et accroît la sensibilité des sujets à l'historique du jeu, conformément aux hypothèses et observations de BATTALIO et al. [2001]. Nos résultats montrent tout d'abord que les sujets sont sensibles au risque comparatif des stratégies, et que leur choix est fortement influencé par ce paramètre du jeu. Les différences observées dans les différents jeux testés par BATTALIO et al. [2001] pourraient dès lors être dues aux modifications de différences de risque entre les stratégies induites par le choix des paramètres. De plus, notre second résultat semble indiquer que concernant la sélection des stratégies, l'effet de la variation du rapport des risques des stratégies soit plus fort que l'effet de la variation de la prime d'optimisation. Si tel était le cas, cela expliquerait que l'accroissement de la prime d'optimisation entre le jeu 2 et le jeu 3 (qui ont même différence relative de risque) n'affecte pas la fréquence des choix des stratégies. En effet, si les sujets sont avant tout sensibles au risque comparé des deux stratégies, ils n'ont pas de raison de se comporter différemment tant que ce dernier ne change pas. Ceci ne remet pas en cause leur sensibilité à la prime d'optimisation, comme nos résultats le confirment. Les sujets réagissent dans le sens prédit lorsque choisir une meilleure réponse devient « plus payant » : en moyenne ils se coordonnent plus fréquemment, et sont plus attentifs aux gains des périodes passées. Mais cette plus grande tendance à choisir une meilleure réponse favorise indifféremment les deux équilibres, tant que le rapport des risques des stratégies reste inchangé. ■

Références

- ANDERLINI L. (1999). – « Communication, Computability and Common Interest Games », *Games and Economic Behavior*, 27, 1-37.
- BATTALIO R., BEIL R. et VAN HUYCK J. (1990). – « Tacit Coordination Games, Strategic Uncertainty and Coordination Failure », *American Economic Review*, 80, 234-248.
- BATTALIO R., BEIL R. et VAN HUYCK J. (1991). – « Strategic Uncertainty, Equilibrium Selection, and Coordination Failure in Average Opinion Games », *Quarterly Journal of Economics*, 106, 886-911.
- BATTALIO R., COOK J. et VAN HUYCK J. (1994). – « Selection Dynamics, Asymptotic Stability, and Adaptive Behaviour », *Journal of Political Economy*, 102, 975-1005.
- BATTALIO R., COOK J. et VAN HUYCK J. (1997). – « Adaptive Behaviour and Coordination Failure », *Journal of Economic Behavior and Organization*, 32, 483-503.

- BATTALIO R., RANKIN F. et VAN HUYCK J. (1997). – « On the Origin of Convention: Evidence from Coordination Games », *The Economic Journal*, 107, 576-597.
- BATTALIO R., RANKIN F. et VAN HUYCK J. (2000). – « Strategic Similarity and Emergent Conventions: Evidence from Similar Stag Hunt Games », *Games and Economic Behavior*, 32, 315-317.
- BATTALIO R., SAMUELSON L. et VAN HUYCK J. (2001). – « Optimization Incentives and Coordination Failure in Laboratory Stag Hunt Games », *Econometrica*, 69, 749-764.
- BOUN MY K., WILLINGER M. et ZIBELMEYER A. (2006). – « Structure d'interactions et problème de coordination : une approche expérimentale », *Revue d'Economie Industrielle*, 114, 1-10.
- BRYANT J. (1983). – « A Simple Rational Expectations Keynes-Type Model », *Quarterly Journal of Economics*, 98, 525 - 528.
- CACHON G. et CAMERER C. (1996). – « Loss-Avoidance and Forward Induction in Experimental Coordination Games », *Quarterly Journal of Economics*, 111, 165-195.
- CAMERER C. (2003). – *Behavioral Game Theory: Experiments in Strategic Interaction*, Princeton: Princeton University Press.
- CARLSSON H. et VAN DAMME E. (1993). – « Global Games and Equilibrium Selection », *Econometrica*, 61, 989-1018.
- COOPER R. (1999). – *Coordination Games*, Cambridge University Press.
- COOPER R. et JOHN A. (1988). – « Coordinating Coordination Failures in Keynesian Models », *Quarterly Journal of Economics*, 103, 441-464.
- FRIEDMAN D. (1996). – « Equilibrium in Evolutionary Games: Some Experimental Results », *The Economic Journal*, 106, 1-25.
- HARSANYI J. et SELTEN R. (1988). – *A General Theory of Equilibrium Selection for Games with Complete Information*, Cambridge, M.I.T. Press.
- HARSANYI J. et SELTEN R. (1995). – « A New Theory of Equilibrium Selection for Games with Complete Information », *Games and Economic Behavior*, 8, 91-122.
- KESER C. et VOGT B. (2000). – « Why Do Experimental Subjects Choose an Equilibrium which Is Neither Payoff Nor Risk Dominant? », Working Paper.
- MARKOWITZ H. (1952). – « Portfolio Selection », *Journal of Finance*, 7, 77-91.
- McKELVEY R. et PALFREY T. (1995). – « Quantal Response Equilibria for Normal Form Games », *Games and Economic Behavior*, 10, 6-38.
- METHA J., STARMER C. et SUGDEN R. (1994). – « Focal Points in Pure Coordination Games: An Experimental Investigation », *Theory and Decision*, 36, 163-185.
- MILGROM P. et ROBERTS J. (1990). – « Rationalizability, Learning and Equilibrium in Games with Strategic Complementarities », *Econometrica*, 58, 1255-1277.
- SCHMIDT D., SHUPP R., WALKER J. et OSTROM E. (2003). – « Playing safe in coordination games: the roles of risk-dominance, payoff dominance and history of play », *Games and Economic Behavior*, 42, 281-299.
- SHELLING T. (1960). – *The Strategy of Conflict*, Cambridge: Harvard University Press.