

## Document de Travail

Working Paper

**2009-44**

### Une méta-analyse de l'impact des subventions sur le prix mondial du coton

David Guerreiro



UMR 7166 CNRS

Université Université de Paris Ouest Nanterre La Défense  
(bâtiments K et G)  
200, Avenue de la République  
92001 NANTERRE CEDEX

Tél et Fax : 33.(0)1.40.97.59.07  
Email : [secretariat-economix@u-paris10.fr](mailto:secretariat-economix@u-paris10.fr)



Université Paris X Nanterre

# **Une méta-analyse de l'impact des subventions sur le prix mondial du coton**

**David Guerreiro\***

## **Résumé**

Malgré le nombre relativement important d'études sur les impacts des subventions sur le prix mondial du coton, il n'existe pas de consensus concernant la quantification de ces effets. L'objectif de cet article est, par le biais de la méta-analyse, d'expliquer la source de l'hétérogénéité de ces résultats, de donner des indications quant aux variables à inclure afin de modéliser la dynamique du prix mondial, mais aussi de présenter le chiffrage des effets des subventions qu'apporte notre méta-analyse. Nous montrons que les principales sources de variations entre les études se trouvent dans les valeurs retenues pour les élasticités de l'offre et la demande, dans le montant retenu pour les subventions, ainsi que dans la prise en compte (ou non) de certains caractères indispensables. Une modélisation appropriée requiert ainsi une estimation précise des élasticités et la prise en compte de certains facteurs constitutifs du prix mondial du coton tels que les niveaux de stocks ou le prix du polyester.

**Mots-clés : Méta-analyse, coton, subventions, agriculture.**

**Classification au JEL : Q17, Q18, C82.**

## **Abstract**

Despite the vast number of papers dealing with the impact of the subsidies on world cotton prices, there is no consensus on the quantification of these effects. The aim of this article is to implement a meta-analysis in order (i) to explain the sources of the heterogeneity of these results, (ii) to identify the key factors describing the cotton price dynamics, and (iii) to present our results relating to the impact of the subsidies obtained from our meta-regression analysis. We show that differences in the values retained for the elasticities and for the subsidies are the main reasons explaining inter-study variations, together with the inclusion (or not) of some key characters. An appropriate modeling thus requires a precise estimation of elasticities and the inclusion of some key factors such as stock levels or the price of polyester.

**Keywords : Meta-regression analysis (MRA), cotton, subsidies, agriculture.**

**JEL Classification : Q17, Q18, C82.**

---

\* Economix-CNRS, Université Paris Ouest - Nanterre La Défense, 200 avenue de la République, 92201 Nanterre Cedex. Email : david.guerreiro@u-paris10.fr. Tel : 01 40 97 77 93.

Je remercie tout particulièrement Valérie Mignon pour toutes ses remarques et suggestions, ainsi que Benoît Chèze pour son aide lors de la réalisation de la méta-analyse.

## 1. Introduction

Le coton est un produit fortement différencié dont la qualité et les caractéristiques dépendent de l'espèce cultivée, des conditions climatiques dans lesquelles s'effectue la culture, mais aussi de la manière dont se réalisent les récoltes. Ces spécificités se reflètent dans l'organisation du marché des fibres de coton. Contrairement aux autres produits agricoles (en particulier les céréales), aucune place n'a été en mesure d'organiser un marché à terme standardisé capable de négocier toutes les catégories de coton telles qu'elles sont données par le système d'évaluation HVI (High Volume Instrument Measurement). C'est la raison pour laquelle dans les années 1970, afin de faciliter le commerce international, des indices composites élaborés à partir de cotations issues de différentes régions du monde, ont été adoptés comme prix mondial de référence (l'indice Cotlook A). Très fortement concentré, le marché de la fibre de coton est estimé à environ 35 milliards de dollars.

Quatre pays dominent tous les compartiments du marché mondial : la Chine, les Etats-Unis, l'Inde et le Pakistan. Au niveau de la production, ces pays concentrent 75% du total en 2008, la consommation étant quant à elle tirée par la Chine et l'Inde représentant à elles deux 58% de la consommation mondiale en 2008. Evalué à un peu plus de 8 milliards de dollars, le commerce international de coton est lui aussi concentré sur quelques pays. Au niveau des exportations, les Etats-Unis et l'Inde représentent près de 60% du total, alors qu'au niveau des importations, c'est de nouveau le continent asiatique (Chine en tête) qui monopolise près de 70% du total.

Si l'orientation des importations, centrées sur l'Asie, n'est guère étonnante, la place des Etats-Unis dans les exportations mondiales peut surprendre. Les Etats-Unis sont certes un producteur historique, mais leurs coûts de production sont loin d'être parmi les plus faibles au niveau mondial. Il semble donc légitime de s'interroger sur l'origine de leur compétitivité<sup>1</sup>.

Notre objectif est ainsi d'étudier les politiques commerciales ayant cours sur le marché du coton en accordant une attention particulière aux subventions. Si, selon les données du CCIC (Comité Consultatif International sur le Coton), presque tous les pays producteurs de coton accordent des aides à ce secteur, ils ne le font cependant pas dans les mêmes proportions, ni de la même manière.

En tête des pays qui subventionnent, on retrouve les Etats-Unis et l'Union Européenne<sup>2</sup>. Les Etats-Unis disposent d'un large éventail d'aides régi par le Farm Bill et le FSRI act (2002). Ces aides reposent surtout sur une logique de prix garantis au producteur et sont, pour la plupart, de nature contra-cyclique. Hormis les aides directes qui sont partiellement découplées (puisqu'elles sont calculées à partir des surfaces cultivées et des rendements passés), la totalité des aides américaines sont dépendantes du prix ou de la production (ce sont donc des aides couplées).

La logique européenne est quelque peu différente. S'il est vrai qu'avant 2004, les aides accordées étaient elles aussi couplées à la production dans la limite des quotas établis par la Commission Européenne, avec la réforme de la PAC de 2004, 65% de l'enveloppe accordée

---

<sup>1</sup> Ainsi que le mentionne Perrin (2006), le coût de production des Etats-Unis s'élève à 1,48\$/kg contre 0,98\$/kg au Brésil.

<sup>2</sup> Selon Goreux (2003), on devrait aussi retenir la Chine. Il n'existe malheureusement pas de données fiables concernant ce pays.

aux producteurs de coton est maintenant découplée et repose non pas sur une logique productive, mais de soutien au revenu des producteurs.

**Tableau 1 : Montant des subventions américaines et européennes entre 2000 et 2008 (en millions de dollars).**

	2000/01	2001/02	2002/03	2003/04	2004/05	2005/06	2006/07	2007/08
<b>Aides Etats-Unis</b>	NR	3706	3336	1722	4484	NR	3599	1185
<b>Aides européennes</b>	675	720	820	963	1060	NR	NR	NR

Note : NR : non renseigné. Sources : ICAC (site internet, 2008) et DG AGRI.

Avec un montant avoisinant les 5,5 milliards de dollars en 2004/2005 (tableau 1) — alors que le marché était estimé à près de 8 milliards de dollars<sup>3</sup> — on voit combien ces subventions peuvent être problématiques. D'un point de vue théorique, il est reconnu que les subventions induisent des distorsions au niveau du commerce international, et ce, aux dépens des producteurs qui ne sont pas subventionnés. On doit toutefois opérer une distinction entre les subventions couplées aux prix et/ou à la production, et les subventions qui sont découplées.

Les premières sont celles qui induisent le plus de distorsions. Ainsi les prix garantis (qui sont typiques des subventions américaines) peuvent faire baisser les prix mondiaux<sup>4</sup>, tout comme les quantités exportées par les pays qui ne subventionnent pas. Les secondes sont quant à elles sensées n'entraîner que très peu, voire aucune, distorsion. N'étant pas soumises à une obligation de production, elles n'engendrent aucune incitation à produire chez les planteurs de coton, il n'existera donc aucun "surplus" mis en vente sur le marché international, capable de causer une chute des prix mondiaux.

D'un point de vue empirique, il est beaucoup plus difficile de déterminer de manière exacte les effets des subventions sur le prix mondial du coton. Malgré la multitude d'études réalisées sur le sujet (voir *infra*), force est de constater qu'il n'existe pas de consensus. En effet, si toutes les études avancent bien que les subventions ont un effet dépressif sur le prix, les ordres de grandeurs qu'elles avancent sont significativement différents. Comment expliquer alors ces différences et comment arriver à réaliser une bonne modélisation ? C'est à cette question que va tacher de répondre cet article.

Afin d'apporter un éclairage nouveau quant à l'impact des subventions sur le prix mondial du coton, nous proposons de recourir à la technique de la méta-analyse, méthode jamais utilisée à notre connaissance dans un tel cadre. A cette fin, l'article est organisé comme suit. La section 2 présente les ressorts de la méta-analyse ainsi que les travaux sur lesquels elle porte. La section 3 décrit la méthode de construction de nos différentes variables retenues dans la méta-

<sup>3</sup> Données ICAC.

<sup>4</sup> Une illustration peut être fournie par la plainte du Brésil contre les Etats-Unis à l'OMC et l'initiative coton déposée par quatre pays africains.

analyse. Les résultats des estimations sont exposés dans la section 4. La section 5 conclut le papier.

## 2. Méta-analyse : méthodologie et base de données

Issue du domaine médical où elle était destinée à interpréter des résultats empiriques contradictoires (notamment sur les effets de certaines thérapies ou de certains médicaments), la méta-analyse a été introduite et adaptée aux sciences sociales dans les années 1980 par Glass, MacGaw et Smith (1981). Selon Muller (1988), la méta-analyse se définit comme *"l'application d'un ensemble de méthodes d'analyse statistique à un ensemble de résultats empiriques issus d'études singulières, afin de les intégrer, les synthétiser et leur donner un sens"*. Bien qu'elle soit une revue de littérature (quantitative), la méta-analyse présente plusieurs caractéristiques qui peuvent justifier son utilisation par rapport à une revue de littérature traditionnelle.

La première tient dans son aspect scientifique, au sens où il s'agit d'une procédure exhaustive, rigoureuse, reproductible et quantifiée. Elle prend en compte toutes les études réalisées sur le thème qu'elle étudie, et laisse peu de place aux biais de sélection des articles, qui peuvent être parfois constatés dans certaines revues de littérature traditionnelles (Stanley, 2001). En ce sens, elle est plus neutre et autorise une indépendance vis-à-vis des opinions de l'auteur, critère particulièrement utile dans notre cas en raison des enjeux politiques que posent les subventions à l'OMC. Cette indépendance est de plus renforcée par un caractère de reproductibilité qui permet à tous de vérifier les résultats obtenus. Une autre caractéristique majeure de la méta-analyse est son aspect quantitatif. Les méthodes statistiques utilisées dans une méta-analyse permettent d'expliquer les variations que l'on constate entre les études. D'une part, les tests de significativité vont déterminer les variables qui ont une réelle influence sur les variations, et d'autre part, les coefficients des régressions ainsi que le coefficient de détermination vont respectivement indiquer l'effet des variables sur la variation inter-études, et la part totale de la variation qu'elles expliquent. Cette quantification autorise alors la comparaison et l'évaluation des méthodologies employées par chaque étude de base.

En deuxième lieu, il convient de souligner l'aspect « synthétisant » de la méta-analyse et les propriétés statistiques qui en découlent. La définition et la construction des variables nécessaires à sa réalisation supposent une connaissance et une synthèse parfaite des études empiriques : l'économètre doit tout d'abord définir une métrique commune qui permettra la comparaison entre études, puis chercher avec précision les similitudes mais aussi les divergences entre toutes les études empiriques afin de pouvoir définir les "bonnes" variables<sup>5</sup>, sous peine d'introduire des biais dans son étude. Au niveau statistique, la méta-analyse permet de "fusionner les preuves" (Hess et Von Cramon-Taubadel, 2007). Cela signifie que les

---

<sup>5</sup> Par "bonnes" variables, nous entendons ici les variables les plus à même de capturer les effets des variations inter-études.

observations des études empiriques vont être agrégées, et que la méta-analyse va porter sur ce nouvel échantillon, plus grand, permettant ainsi d'augmenter la qualité des propriétés statistiques, et de pouvoir tirer des conclusions plus globales.

La méta-analyse n'est cependant pas une technique « parfaite », et elle comporte aussi ses pièges et ses limites. Le principal risque est de "comparer des pommes et des bananes" (Eysenck, 1995). Lorsque les études empiriques sont menées de façon trop différente, on s'expose à la comparaison d'articles incomparables, et donc à la réalisation d'une étude sans fondements. Le deuxième problème tient à la qualité des articles empiriques. S'ils comportent de grandes insuffisances, ces dernières se répercuteront sur la méta-analyse et sa qualité explicative. Enfin, un des écueils majeurs de la méta-analyse reste la mauvaise spécification du modèle. Pour l'éviter, nous reprendrons la typologie de Stanley et Jarrell (1989), qui proposent de retenir 5 types de variables indispensables dans une méta-analyse :

- les variables binaires qui modélisent l'oubli ou la prise en compte de certains éléments dans les études empiriques ;

- les variables de spécification qui prennent en compte les différences de formes des fonctions, des méthodes de régressions, ou des sources de données ;

- les variables prenant en compte la taille des échantillons ;

- les variables modélisant certaines caractéristiques des études empiriques ;

- les variables prenant en compte la qualité des données ou de la recherche.

Deux raisons principales nous ont conduits à réaliser une méta-analyse dans le cadre de ce travail. Tout d'abord, cette méthode nous semble la plus appropriée pour traiter le problème de l'hétérogénéité des résultats que présentent les études traitant de l'impact des subventions sur le prix mondial du coton. Expliquer les sources de variations entre les études, en comparant notamment les méthodes et les données utilisées, est, pour nous, indispensable. De plus, la méta-analyse permet d'accomplir une synthèse critique et scientifique des articles disponibles, soulignant les forces et les faiblesses de ces derniers. Cette méthode devrait nous permettre de mieux identifier les effets des subventions sur le prix du coton. C'est là un de nos objectifs principaux, car chiffrer les effets négatifs induits par les subventions (notamment des pays industrialisés) de la manière la plus précise possible, est important notamment en termes d'impact sur la pauvreté et le développement des pays concernés.

Afin de mener à bien notre méta-analyse, douze articles ont été retenus (tableau 2)<sup>6</sup>.

---

<sup>6</sup> Nous avons retenu un total de 15 articles, mais 3 ont dû être exclus de l'analyse : (i) l'article de Shepherd (2004), qui ne nous a pas permis de modéliser les élasticités de l'offre et de la demande ; (ii) l'article de Traoré (2005) dans la mesure où certaines données essentielles faisaient défaut, comme les seuils de significativité et les intervalles de confiance des modélisations et des tests; (iii) enfin, dans ICAC (2001), certaines données essentielles n'étaient pas précisées, telles que les élasticités retenues pour élaborer le modèle.

**Tableau 2 : Présentation des différents articles.**

Article	Date	Obs	Période retenue	Modèle d'estimation	Source	Elasticités	Subventions	Distinction du couplage	recherche	Stock	Substitut
<b>Araujo-Bonjean et alii</b>	2006	26	2002 / 2003 2003 / 2004	EPDUP ou EPSUP	ICAC	différenciées	USA, UE	oui et non	Rapport gouvernemental	oui	oui
<b>FAPRI</b>	2005	2	2001 / 2002	EPDMP	ICAC	différenciées	TOUTES	oui	Article de recherche	non	non
<b>Goreux</b>	2003	15	1997 / 2002	MATH	ICAC	uniques	USA, UE, CHINE.	non	Rapport gouvernemental	non	non
<b>ICAC</b>	2007	20	2005 / 2006	MDE	ICAC	différenciées	USA, UE, AUTRE	oui	Working-paper	non	non
<b>Gillson et alii</b>	2004	4	2001 / 2002	MATH	ICAC	uniques	USA, UE, CHINE.	non	Working-paper	non	non
<b>Pan et alii (1)</b>	2004	9	1999 / 2008	EPDMP	NR	différenciées	USA	oui	Working-paper	oui	oui
<b>Pan et alii (2)</b>	2005	2	Non daté : simulation	AMOD	NR	différenciées	USA	oui	Article de recherche	oui	oui
<b>Poonyth et alii</b>	2004	10	1996 / 2000	ESPUP	ICAC / OMC	différenciées	USA	NR	Working-paper FAO	oui	non
<b>Reeves et alii</b>	2002	2	2000 / 2001	AMOD	NR	différenciées	TOUTES	NR	Working-paper	non	non
<b>Sumner (1)</b>	2003	9	1999 / 2008	EPDMP	ICAC	différenciées	USA	oui	Rapport gouvernemental	oui	non
<b>Sumner (2)</b>	2006	10	1999 / 2009	MDE	ICAC	différenciées	USA	oui	Rapport gouvernemental	non	non
<b>Tockarick</b>	2003	3	2000 / 2001	EPSUP	OMC	différenciées	TOUTES	NR	Working-paper OMC	non	non

Note : voir signification des abréviations dans le tableau 3.

**Tableau 3 : Description des abréviations utilisées.**

ABREVIATION	SIGNIFICATION
<b>EPDMP</b>	L'étude est réalisée en équilibre partiel dynamique multi-produits
<b>EPDUP</b>	L'étude est réalisée en équilibre partiel dynamique mono-produit
<b>EPSUP</b>	L'étude est réalisée en équilibre partiel statique mono-produit
<b>MATH</b>	L'étude est réalisée grâce à un modèle mathématique
<b>MDE</b>	L'étude est réalisée par le biais d'un modèle de déplacement de l'équilibre
<b>AMOD</b>	L'étude est réalisée grâce à une méthode qui n'a pas été citée auparavant (en équilibre général, ou en modélisation stochastique)
<b>ICAC</b>	Données issues de l'International Cotton Advisory Council
<b>OMC</b>	Données issues de l'Organisation Mondiale du Commerce
<b>NR</b>	Non-renseigné
<b>différenciées</b>	Elasticités différenciées selon les régions ou les pays
<b>uniques</b>	Elasticités uniques au niveau mondial.

### 3. Choix des variables

Ainsi que le souligne Stanley (2001), la constitution de la base de données représente 90 à 95% du travail nécessaire à une méta-analyse. Cette affirmation a le mérite de montrer combien les choix et les constructions des variables sont longs et importants.

Avant de présenter nos variables, il nous semble opportun de préciser que, bien que nous suivions la typologie avancée par Stanley et Jarrell (1989), une catégorie de variable nous fait défaut. Il s'agit de celle se rapportant à la taille de l'échantillon de chaque étude de base. Cette insuffisance découle directement des articles utilisés, qui pour la grande majorité d'entre eux, ne fournissent pas cette information. Toutefois, nous ne pensons pas que l'absence de cette variable nuise de façon importante à la qualité de notre analyse au sens où les méta-analyses qui ne prennent pas en compte les tailles des échantillons des études de bases sont nombreuses (voir Görg et Stobl (2001), Hess et Von Cramon-Taubadel (2007), ou encore Nijkamp et Poot (2004)). Par ailleurs, dans une typologie que réalisent Florax, de Groot et de Mooij (2002), cet aspect n'est pas abordé.

#### 3.1. La variable endogène

Comme tout modèle économétrique, la méta-analyse est composée de variables endogènes et exogènes. Le choix de la variable endogène est cependant crucial dans ce type de technique car celle-ci joue un rôle très spécifique : la variable expliquée doit traduire une métrique commune aux articles de base afin que leurs résultats puissent être comparés sans biais ni erreur. Si dans les sciences expérimentales (comme la médecine, la psychologie ou même les sciences de l'éducation) une telle métrique standardisée est facilement accessible grâce à la formule de calcul de l'*effect-size* introduite par Glass (1977), en économie, et tout

particulièrement dans notre cas, cela apparaît assez ardu. Aussi, nous avons utilisé comme variable endogène (notée WP) l'augmentation, en pourcent, du prix mondial du coton lorsque toutes, ou une partie, des subventions sont abandonnées. Si l'utilisation des pourcentages nous permet une forte indépendance vis-à-vis des unités de mesure, notre variable explicative reste toutefois soumise aux prix retenus pour les calibrages des modèles. C'est pourquoi nous introduisons une variable de contrôle, appelée PR1, qui est soit le prix retenu par l'auteur lorsque celui-ci est disponible dans l'article, soit le prix de l'indice Cotlook A pour l'année donnée lorsque le prix de référence n'est pas précisé.

## 3.2. Les variables explicatives

### 3.2.1. Variables binaires

Concernant les variables explicatives, nous considérons diverses variables binaires afin de modéliser l'oubli ou la prise en compte de certains éléments dans les études empiriques. Ces variables permettent de tenir compte des différences entre études qui sont dues à des oublis de paramètres, ou à des formulations d'hypothèses différentes. Dans notre sujet, ces phénomènes d'oublis ou d'hypothèses différentes se traduisent par :

- la prise en compte (ou non) d'un produit substituable au coton, le polyester (POLY) ;
- la modélisation (ou non) des stocks de coton (STO) ;
- la différenciation (ou non) des effets des subventions selon qu'elles sont couplées ou découplées.

Ainsi, la variable POLY, vaut 1 si l'étude fait l'hypothèse de substituabilité entre le coton et le polyester, 0 sinon. La variable STO est égale à 1 si l'étude modélise les stocks, 0 sinon. Enfin, le dernier phénomène est modélisé par une famille de variables. Nous n'avons pas pu lui allouer une seule variable car ce phénomène possède plus de deux caractéristiques (en l'occurrence trois) : certains articles différencient les effets des aides couplées, d'autres simplifient en faisant l'hypothèse que les aides couplées n'induisent pas plus de distorsions que les aides découplées, enfin, certaines études ne précisent pas si elles font la distinction ou non. C'est pourquoi nous avons construit trois variables différentes : (i) la variable DIS est égale à 1 lorsque l'étude fait la distinction entre les effets des aides couplées et des aides découplées (0 sinon) ; (ii) la variable NDIS est égale à 1 lorsqu'elle ne la fait pas (0 sinon) ; et (iii) la variable DNR qui vaut 1 lorsque l'étude ne renseigne pas sur ce point (0 sinon). Le fait de considérer une famille de variables, et non pas une variable unique peut introduire des problèmes économétriques spécifiques (colinéarité, interprétation des coefficients), que nous discuterons plus loin. Pour mémoire, nous choisirons dans nos régressions DIS comme catégorie de comparaison (ou catégorie omise).

### 3.2.2. Variables de spécification

Viennent ensuite les variables de spécification, qui sont des variables permettant d'estimer les différences inter-études, dues à des modèles d'estimation différents, des données différentes, ou des sources différentes. Dans cette catégorie, nous avons construit deux familles de

variables binaires, l'une concernant les modèles, l'autre les sources utilisées. De plus, nous avons aussi construit une variable quantitative, relative aux prix de calibrage des modèles. S'agissant tout d'abord des modèles, six variables sont considérées : EPDMP, EPDUP, EPSUP, MATH, AMOD, MDE (voir tableau 3). Leur encodage permet de préciser si l'article présente ou non le caractère testé (avec 1 si ce caractère est présent, 0 sinon). Notons que, pour ce groupe, la variable de comparaison sera EPSUP.

Le second groupe de variables concerne les sources utilisées par les différents articles. Dans notre étude, seules les sources concernant les montants des subventions divergeaient de façon importante. Nous souhaitions initialement pouvoir construire une variable quantitative composée des montants des subventions retenus par chaque article. Une telle variable aurait été plus précise et aurait permis de mieux capturer les effets de données différentes. Toutefois, cela a été impossible car certains articles ne nous renseignent pas sur les montants, ni même sur les sources qu'ils utilisent. Nous avons ainsi construit un groupe composé de trois variables binaires : ICAC, WTO, et NR. ICAC, qui sera notre variable de comparaison, prend la valeur 1 lorsque la source est l'ICAC, WTO est égale à 1 lorsque la source est l'OMC, et NR vaut 1 lorsque l'article n'indique pas ses sources<sup>7</sup>.

S'agissant des prix du calibrage, on considère la variable PR1, qui est le prix en dollars retenu dans le calibrage du modèle. Nous avons récupéré ces prix, directement dans les articles, soit sur le site de l'indice Cotlook A, en prenant les années de référence indiquées dans les articles. Etant donné que les dates sont différentes d'un article à l'autre, et que nous n'avons pas de données en dollars constants, nous avons divisé les prix courants par l'indice des prix à la consommation américain<sup>8</sup> afin de standardiser les résultats. Cette variable de contrôle permet de prendre en compte les variations inter-études qui sont dues aux prix retenus pour la construction des modèles : on s'attend à ce qu'une étude calibrée sur un prix international du coton relativement bas présente des résultats plus élevés qu'une étude retenant un prix relativement élevé. En effet, comme nous l'avons vu précédemment, les aides américaines sont contra-cycliques, elles sont donc plus importantes lorsque le prix international est bas. Cela permet aussi, comme nous l'avons déjà évoqué, de "purger" la variable endogène de sa dépendance vis-à-vis du niveau des prix.

### 3.2.3. Variables de caractéristiques spécifiques

Enfin, les variables de caractéristiques spécifiques modélisent, quant à elles, certaines caractéristiques propres à chaque étude. Parmi elles, nous retrouvons toutes les caractéristiques qui ont trait aux élasticités de l'offre et de la demande, mais aussi aux subventions. Dans nos régressions, nous utilisons plusieurs modélisations des élasticités que nous présentons ici en détail.

---

<sup>7</sup> Notons tout de même que les montants des subventions retenus par l'ICAC sont toujours supérieurs à ceux de l'OMC (cf Araùjo-Bonjean, Calipel et Traoré, 2005).

<sup>8</sup> L'indice des prix à la consommation est en base 100 en 2005, et nous l'avons obtenu sur le site de l'OCDE : [stats.oecd.org](http://stats.oecd.org).

- Les élasticités uniques/morcelées.

La première modélisation que nous avons retenue, est celle des élasticités morcelées. Goreux (2003) fait l'hypothèse (forte) d'élasticités de l'offre et de la demande uniques pour tous les pays, alors que les autres auteurs (Reeves et alii (2002), Tockarick (2003), Sumner (2003) ou Gillson et alii (2004)) — même s'ils le font de manière partielle — font l'hypothèse d'élasticités différenciées entre régions ou entre pays. Partant de cette constatation, nous avons construit les variables EOF et EDF, qui valent respectivement 1 si les élasticités de l'offre sont différenciées (0 sinon) et 1 si les élasticités de la demande sont différenciées. Toutefois, cet encodage nous paraît limité puisqu'il n'autorise que la comparaison entre une étude (celle de Goreux, 2003) et toutes les autres. C'est pourquoi nous avons récupéré toutes les élasticités reportées dans les articles en les transformant afin de mieux pouvoir les utiliser.

- Les élasticités par pays ou régions.

Cette modélisation repose sur la construction de variables quantitatives reprenant pour tous les articles les élasticités d'offre d'une part, et de demande d'autre part des grands acteurs du coton. Ici, nous avons choisi de ne retenir que les plus importants, c'est-à-dire les Etats-Unis (avec la variable EOUS) et l'Afrique de l'Ouest et du Centre (avec la variable EOAOC) au niveau de l'offre ; la Chine (EDCH), la Turquie (EDTU) et le Pakistan (EDP) au niveau de la demande. Cette modélisation présente la limite de ne prendre en compte que les élasticités des plus grands pays.

- Les élasticités pondérées.

Afin d'obtenir des élasticités dotées de propriétés qui permettent une quantification et une comparaison plus élaborées que celles citées plus haut, nous nous sommes attachés à construire des élasticités pondérées par le poids des pays dans le commerce international. Cela nous a posé un certain nombre de problèmes, car toutes les élasticités de tous les pays n'étaient pas disponibles directement dans les articles. La première étape que nous avons menée à bien a été la recherche de la part des pays les plus importants dans le commerce international. Pour cela, nous avons utilisé les données du NCC<sup>9</sup>, repris dans Araujo-Bonjean et alii (2006)<sup>10</sup> en retenant les dates 2003-2004 et 2004-2005 car ce sont les dates moyennes de la réalisation des études<sup>11</sup>. La seconde étape a été de reprendre les élasticités relatives à chaque pays dans chaque étude, et d'identifier quels étaient les pays présents dans les tableaux du NCC et dans les études afin de pouvoir réaliser la pondération<sup>12</sup>.

---

<sup>9</sup> National Cotton Council.

<sup>10</sup> Si nous avons choisi d'utiliser ces données et non celles du FAPRI, c'est qu'elles présentent un caractère plus désagrégé (ici, les données sont disponibles par pays, alors que pour le FAPRI, certaines sont données par région).

<sup>11</sup> Nous aurions préféré retenir les chiffres annuels spécifiques de chaque étude, malheureusement, nous n'avons pas réussi à avoir les données nécessaires à cette réalisation.

<sup>12</sup> Ces calculs et l'ensemble des résultats obtenus ne sont pas reportés mais sont disponibles sur demande auprès de l'auteur.

Toutes les élasticités pondérées que nous avons calculées constituent deux séries quantitatives : EO (pour l'offre) et ED (pour la demande). A partir de ces deux séries, nous construisons trois nouvelles familles de variables binaires. Les deux premières sont des classements des élasticités de l'offre et de la demande en fonction de la valeur des élasticités pondérées : EOPB et EDPB regroupent les observations qui présentent respectivement des élasticités pondérées de l'offre et de la demande comprises entre 0 et 0.3 ; EOPM et EDPM les observations dont les élasticités sont comprises entre 0.31 et 0.6 ; enfin, EOPH et EDPH les observations avec des élasticités supérieures à 0.61. Dans ces familles, les catégories omises sont EOPM et EDPB. La dernière catégorie combine, quant à elle, les deux familles précédentes. Pour lever l'inconvénient de modéliser l'offre et la demande de manière séparée, nous les regroupons au sein d'une même catégorie qui est constituée de variables spécifiant les différentes combinaisons possibles (combinaisons qui reposent sur le classement des valeurs des élasticités). Le tableau 4 reporte ces variables ainsi que les combinaisons qu'elles retiennent.

**Tableau 4 : Typologie de la famille de variables prenant en compte les élasticités de l'offre et de la demande de manière jointe.**

NOM DES VARIABLES	ELASTICITE DE L'OFFRE $E_o$	ELASTICITE DE LA DEMANDE $E_D$
EOHDF	$0 \leq E_o \leq 0.3$	$-0.3 \leq E_D \leq 0$
EOMDF	$0.31 \leq E_o \leq 0.6$	$-0.3 \leq E_D \leq 0$
EOMDM	$0.31 \leq E_o \leq 0.6$	$-0.6 \leq E_D \leq -0.31$
EOMDH	$0.31 \leq E_o \leq 0.6$	$E_D \leq -0.61$
EOHDF	$E_o \geq 0.61$	$-0.3 \leq E_D \leq 0$
EOHDM	$E_o \geq 0.61$	$-0.6 \leq E_D \leq -0.31$
EOHDH	$E_o \geq 0.61$	$E_D \leq -0.61$

EOHDF sera, dans la régression prenant en compte conjointement l'élasticité de l'offre et de la demande, la catégorie omise.

- La catégorie des subventions.

Parmi les études réalisées, toutes ne testent pas les subventions provenant des mêmes pays. On distingue ainsi les études qui testent les effets des subventions américaines (majoritaires), notées SUS, celles qui testent toutes les subventions ST<sup>13</sup>, celles qui ne testent que les subventions européennes, SUE, et enfin celles qui testent d'autres subventions (chinoises, turques, latino-américaines), SAUTRES.

#### 3.2.4. Source de la publication

La dernière catégorie identifie la "littérature grise". Elle sert à distinguer les articles parus dans des revues scientifiques des travaux qui n'ont pas été publiés. Notre méta-analyse est principalement composée d'études non publiées (littérature grise) ou de rapports commandés par des gouvernements. Seuls quelques travaux ont été publiés, comme notamment ceux du FAPRI (2004) et de Pan et alii (2005). Cet aspect est modélisé par la variable ART, qui prend la valeur 1 lorsque les observations sont issues d'articles publiés, 0

<sup>13</sup> Cette catégorie inclut les études qui testent la somme des subventions chinoises, américaines, européennes. En effet, même si l'on ne peut pas dire que ce sont "toutes" les subventions mondiales, elles doivent compter pour près de 90% de leurs montants.

sinon. Il convient de mentionner que, comme nous le verrons dans nos régressions, cette variable n'est jamais significative.

## 4. Résultats des estimations

### 4.1. Présentation du modèle

Du fait de la présence de variables qui ne sont pas uniquement des variables binaires, dont notamment la variable de contrôle PR1 (mais aussi, dans certains cas, des variables quantitatives des élasticités de l'offre), notre modèle s'approche de celui de l'analyse de la covariance (ANCOVA) sans interactions<sup>14</sup>. Il se définit comme suit :

$$Y_t = \alpha + \beta_1 D_{1,t} + \dots + \beta_k D_{k,t} + \beta_{k+1} X_{k+1,t} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Où :

- $Y_t$  est la modification (en pourcent) du prix mondial du coton, suite à l'abandon des subventions.
- $\alpha$  est une constante.
- $D_{1,t}, \dots, D_{k,t}$  sont des variables muettes capturant certains caractères (comme les bases de données, les modélisations, l'origine des subventions retenues par les études de base).
- $X_{k+1,t}$ , est une variable quantitative ou variable de contrôle (dans notre cas le prix de référence de chaque étude, PR1).

Dans la mesure où ce modèle comporte des variables muettes, il convient de prendre garde à la colinéarité parfaite : lorsqu'une variable qualitative possède plus de deux caractères, on ne peut plus la modéliser par une seule variable muette, mais par une famille de variables muettes. Rappelons que l'interprétation des coefficients de ces variables doit être réalisée en comparaison à la catégorie qui n'a pas été introduite, nommée catégorie omise, de base, de référence, ou de contrôle. La valeur moyenne de cette catégorie est donnée par le coefficient de la constante qui est la valeur de l'ordonnée à l'origine. Les coefficients des variables muettes présentes dans la régression sont interprétés comme des coefficients différentiels de valeur de l'ordonnée à l'origine : ils permettent de déterminer de combien dévie la valeur de l'ordonnée à l'origine de la catégorie de base. Comme le souligne Gujarati (2004), le choix de la catégorie de base reste à la discrétion du modélisateur. Dans notre étude, nous avons déterminé nos catégories en fonction du nombre d'observations qu'elles renaient : celle qui en comptait le plus devenait notre catégorie de comparaison car cela nous permettait de réaliser des comparaisons par rapport à une majorité (relative) d'études. Toutes ces remarques sont valables pour les modèles ANOVA (analysis of variance) comme ANCOVA, la seule différence réside dans l'introduction dans le modèle ANCOVA d'une ou plusieurs variables quantitatives appelées variables de contrôle. Celles-ci s'interprètent de manière standard,

---

<sup>14</sup> Nos explications se basent sur les ouvrages de Gujarati (2004) et Mignon (2008).

indépendamment de toute catégorie de référence ou de déviation par rapport à l'ordonnée à l'origine.

Afin de juger de la qualité de nos estimations, plusieurs tests et procédures sont mis en œuvre. Mentionnons tout d'abord que, pour sélectionner nos variables, nous utilisons la méthode *backward elimination*. Du fait même de la nature de la méta-analyse, et du caractère très statistique qu'elle présente, nous avons en effet préféré utiliser une méthode itérative plutôt que nous baser sur des *a-priori*<sup>15</sup>. Notons que nous avons contrôlé les résultats qu'elle produisait en les comparant notamment aux effets économiques attendus<sup>16</sup>.

Par ailleurs, mentionnons que certains points aberrants ont été corrigés par des variables indicatrices notées DUM, suivi du numéro de l'observation (par exemple DUM19). Pour finir, nous appliquons les tests usuels sur les résidus afin de vérifier que ceux-ci disposent des bonnes propriétés statistiques : test de normalité de Jarque-Bera, test d'absence d'autocorrélation de Ljung-Box et test d'homoscédasticité de White<sup>17</sup>.

On peut s'attendre dans nos régressions à rencontrer les deux principaux problèmes que sont l'autocorrélation et l'hétéroscédasticité des erreurs. En effet, on peut remarquer qu'il existe souvent plusieurs résultats pour une même étude de base, ce qui nous conduit à penser qu'il peut exister une autocorrélation de plusieurs ordres. Afin de remédier à ce problème, nous appliquons la correction de Newey et West.

## 4.2. Résultats obtenus

Les modèles de base comprennent toutes les familles de variables présentées dans la section 3 (lorsque cela n'est pas le cas, nous l'indiquons), seules changent les formes de prise en compte des élasticités<sup>18</sup>. Les résultats d'estimation des différents modèles sont reportés dans le tableau 5.

---

<sup>15</sup> Rappelons que la méta-analyse sert justement à « combattre » ces *a priori* en se basant sur des relations statistiques testables.

<sup>16</sup> Dans un souci de place, seul le modèle final comprenant uniquement les variables significatives sera présenté.

<sup>17</sup> Voir notamment Mignon (2008) pour une présentation détaillée de ces différents tests.

<sup>18</sup> Les résultats des tests sur les résidus sont reportés dans le tableau 5. Lorsque les résidus ne possèdent pas les bonnes propriétés statistiques, la correction de Newey et West a été appliquée.

**Tableau 5 : Estimation des différents modèles.**

<b>Variables</b>	<b>Modèle (1)</b>	<b>Modèle (2)</b>	<b>Modèle (3)</b>	<b>Modèle (4)</b>	<b>Modèle (5)</b>	<b>Modèle (6)</b>
<b>C</b>	0.127 (4.907)	0.117 (4.416)	0.082 (3.877)	0.088 (3.868)	0.115 (3.466)	0.044 (1.664)
<b>EOF</b>	0.150 (10.187)					
<b>EOPH</b>			0.014 (2.426)			
<b>EOPB</b>				-0.025 (-2.661)		
<b>EOAOC</b>					0.021 (1.97)	
<b>EDF</b>	-0.184 (-9.090)					
<b>ED</b>		0.065 (3.410)				
<b>EDPM</b>			-0.056 (-5.720)	-0.069 (-5.831)		
<b>EDCH</b>					0.126 (4.860)	
<b>EOMDF</b>						0.040 (4.637)
<b>EOMDM</b>						-0.095 (-6.603)
<b>EOMDH</b>						-0.053 (-4.438)
<b>AMOD</b>					-0.063 (-2.945)	
<b>EPDMP</b>					-0.044 (-2.033)	
<b>MDE</b>	0.060 (3.916)	0.054 (3.094)	0.053 (3.196)	0.071 (5.544)	0.044 (2.093)	0.036 (3.326)
<b>MATH</b>				0.130 (11.377)		0.055 (4.239)
<b>WTO</b>	-0.031 (-2.267)					-0.035 (-3.185)
<b>NR</b>		0.050 (2.643)	0.061 (3.838)	0.037 (3.261)	0.060 (4.103)	0.058 (4.948)
<b>ST</b>						0.049 (4.921)
<b>SUE</b>	-0.031 (-4.394)	-0.024 (-2.352)	-0.027 (-4.250)	-0.033 (-4.811)	-0.027 (-3.465)	-0.039 (-6.815)
<b>POLY</b>	-0.076 (-9.678)	-0.116 (-5.884)	-0.089 (-5.262)	-0.033 (-4.811)	-0.164 (-7.419)	
<b>STO</b>	0.065 (4.615)	0.068 (-0.068)	0.076 (5.269)	0.073 (6.534)	0.101 (5.268)	0.066 (7.244)
<b>PR1</b>	-0.102 (-2.931)	-0.110 (-2.888)	-0.092 (-2.908)	-0.123 (-3.432)	-0.076 (-2.250)	-0.09 (-2.404)

<b>NDIS</b>	0.038 (3.889)	0.072 (4.355)	0.028 (2.701)		0.055 (2.800)	
<b>DNR</b>			-0.109 (-5.555)			
<b>ART</b>					0.062 (2.763)	
<b>R<sup>2</sup> ajusté</b>	0.858	0.808	0.874	0.871	0.843	0.910
<b>Catégorie de référence</b>	EPSUP, SUS, ICAC, DIS	EPSUP, SUS, ICAC, DIS	EPSUP, SUS, ICAC, DIS, EOPM, EDPB	EPSUP, SUS, ICAC, EOPM, EDPB	EPSUP, SUS, ICAC	EPSUP, SUS, ICAC, EOHDF
<b>JB (p-val.)</b>	0.384	2.680	0.052	0.405	0.361	0.251
<b>LB (p-val)</b>	0.177	0.032	0.046	0.035	0.063	0.008
<b>White (p-val)</b>	0.021	0.094	0.025	0.019	0.019	0.284

Note : Les chiffres entre parenthèses sont les t de Student des coefficients estimés. Tous les résultats présentés sont corrigés par la méthode de Newey et West. Les statistiques de Ljung-Box (LB) et de White sont reportées afin de faire apparaître quel était le type de problème lié aux erreurs. JB est la statistique du test de normalité de Jarque-Bera. Des variables dummy ont été introduites dans les modèles afin de tenir compte des effets des points aberrants (les coefficients estimés des dummies ne sont pas reportés afin de ne pas alourdir la présentation).

- **Modèle (1)**

La catégorie de référence par rapport à laquelle va s'interpréter les résultats regroupe les études qui ont été réalisées avec des élasticités de l'offre et de la demande uniques, en équilibre partiel statique à un produit (EPSUP) ne prenant en compte que les subventions américaines (SUS), avec distinction faite de leur "couplage" (DIS). Elles sont de plus basées sur les données de l'ICAC (ICAC) et ne modélisent ni les stocks, ni la substituabilité entre le coton et les fibres synthétiques (valeur 0 de STO et de POLY).

Le modèle (1) présente un coefficient de détermination ajusté assez élevé avoisinant 0.86, toutes les variables sont significatives et l'ordonnée à l'origine (c'est-à-dire la moyenne de la catégorie de référence) est de 12.73%. Les études qui sont réalisées avec une élasticité de l'offre différenciée présentent une variation du prix mondial après l'abandon des subventions de près de 15 points supérieure, alors que celles réalisées avec des élasticités de la demande morcelées présentent une baisse de 18.5 points. Si ici les signes correspondent bien à ceux attendus, les valeurs des coefficients nous paraissent élevées. Pour les élasticités de la demande, par exemple, la valeur retenue conduirait à une baisse des cours du coton de 5.77% (12.73-18.5), en cas de suppression des subventions américaines. Cela va à l'encontre des résultats obtenus dans les études de base qui postulent toutes une augmentation du prix mondial en cas d'abandon des subventions. On peut toutefois l'expliquer en avançant qu'une telle modélisation des élasticités est trop simpliste (ici il n'y a que le caractère unique contre multiple), ainsi que par le fait que notre modèle n'inclut pas les interactions entre les variables. Concernant les autres caractères, les signes attendus correspondent à ceux observés, de plus les coefficients ne semblent pas surestimés. Il est intéressant de voir qu'hormis le modèle de déplacement d'équilibre (MDE), les techniques d'estimation utilisées par les différentes études (EPDMP, EDPUP, MATH, AMOD) se comportent comme EPSUP, puisqu'elles ne sont pas significativement différentes de 0. Les données issues de l'OMC font baisser la variation de 3.16 points par rapport à la catégorie de référence. La modélisation des stocks (STO) et de la substituabilité du coton ont des effets opposés mais de même grandeur

(respectivement + 6.5 points et -7.6 points). La variable de contrôle, quant à elle, nous indique que lorsque le prix de référence augmente d'un dollar, le prix mondial baisse de 0.1%. Enfin, le fait de ne pas distinguer les subventions couplées des subventions découplées porte la variation du prix mondial du coton à 16.5%.

- Modèle (2)

La catégorie de référence dans ce modèle est la même que celle dans le modèle (1). Avec une ordonnée à l'origine de 11.7%, l'effet différentiel d'une modélisation en déplacement de l'équilibre est de +5.4 points, alors que les autres modélisations n'ont pas d'effet différentiel significativement différent de zéro. Ici, les données issues de l'OMC ne sont plus significatives, alors que celles qui ne sont pas renseignées ont un effet différentiel de +5 points. Le coefficient de NDIS est plus élevé que celui de la première régression et atteint 7.2 points. La prise en compte des stocks majore la variation pour atteindre (6.9 + 11.7) 18.6%. Pour la substituabilité on observe le contraire, avec un coefficient de -11.7%, ce qui nous paraît un peu élevé. Enfin, au niveau des variables de contrôle, on remarque que l'élasticité pondérée de l'offre n'est pas significative, alors que celle de la demande l'est. Au premier abord, le signe de son coefficient peut paraître contradictoire, mais il faut se rappeler que les élasticités de la demande sont négatives ; il est donc censé qu'une augmentation de 1% de l'élasticité de la demande fasse augmenter de 0.065% la variation du prix. Concernant l'autre variable de contrôle, le prix de référence, on remarque qu'elle a sensiblement les mêmes effets que dans la première régression.

- Modèle (3)

Dans ce modèle nous avons introduit les élasticités pondérées par classe (basses, moyennes, hautes), ce qui entraîne l'ajout de EOPM et EDPB à la catégorie de référence par rapport aux modèles (1) et (2). Elle prend une valeur moyenne de 8.2% d'augmentation du prix du coton en cas d'abandon des subventions (américaines).

Comparé aux deux modèles précédents, le modèle (3) présente un meilleur coefficient de détermination ajusté (environ 0,87). L'élasticité de la demande a un effet plus important (-5.7 points) que l'élasticité de l'offre (+1.5 points) sur la variation du prix. Comme auparavant, parmi les différents types de techniques économétriques, seul MDE est significatif (+5.3 points). Tenir compte des subventions totales conduit aussi à une augmentation de la variation du prix (+6,8 points). Ici le coefficient de DNR paraît être élevé. Cela peut provenir d'un encodage biaisé<sup>19</sup> étant donné que certaines études ne mentionnent pas si elles prennent en compte le découplage des subventions. Certaines de ces observations pourraient sûrement se retrouver dans DIS, faisant ainsi baisser l'ordonnée à l'origine. Aussi, avons-nous décidé de réaliser une régression avec les mêmes paramètres, mais sans le caractère couplé/découplé (modèle (4)).

- Modèle (4)

---

<sup>19</sup> Cela est valable pour toutes les autres régressions, mais c'est dans celle-ci que le problème paraît être le plus flagrant.

Ici, on reprend la même référence que pour le modèle (3), mais on n'intègre plus la famille DIS, NDIS, et DNR à notre régression. La valeur à l'origine augmente légèrement pour atteindre près de 8.9%. Comme précédemment, l'élasticité de l'offre a un impact plus faible que celui de la demande, mais les catégories retenues ne sont plus les mêmes : on a une offre pondérée basse (d'où le changement de signe du coefficient) et une demande pondérée moyenne. La variable MATH est désormais significative, et présente un coefficient assez élevé (+13 points par rapport à la moyenne). Le coefficient des stocks est resté stable alors que celui de la substituabilité est en nette baisse (de -8.9 points, il est passé à -3.4 points). Le coefficient de la variable de contrôle  $\alpha$ , quant à lui, augmenté puisqu'une augmentation de un dollar du prix de référence entraîne une baisse de 0.12% du prix mondial du coton (contre 0.09 auparavant).

- Modèle (5)

La particularité du modèle (5) réside dans le fait qu'il modélise l'élasticité de l'offre par grand pays ou par grande région. Par ailleurs, c'est aussi le seul modèle présenté où la variable ART (qui traduit une observation tirée d'un article d'une revue à comité de lecture) est significative. Le modèle de référence tient compte des études réalisées en équilibre partiel dynamique mono-produit (EPSUP), avec abandon des subventions américaines uniquement (SUS), en faisant la distinction entre celles qui sont découplées et celles qui ne le sont pas (DIS). Ces études retiennent les données de l'ICAC, et uniquement les articles qui ne sont pas parus (valeur 0 de ART). Elles ne modélisent ni les stocks, ni la substituabilité entre le coton et les fibres synthétiques (valeur 0 de STO et de POLY).

Comme dans le modèle (2), trois variables de contrôle sont considérées : deux en rapport avec les élasticités, et la traditionnelle variable du prix de référence. Une augmentation de 1% de l'élasticité de la demande de la Chine provoque une hausse de 0.12% du prix mondial, alors qu'une hausse de 1% de l'offre de l'AOC provoque une hausse de 0.02%. Concernant le prix de référence, une augmentation de 1% fait baisser le prix mondial de 0.07%. Si l'on s'intéresse aux différentes techniques économétriques employées, MDE augmente les résultats de 4.5 points par rapport à la catégorie de référence, AMOD les fait baisser de 6.3 points, et EPDMP les fait aussi baisser, mais de 4.4%. Les variables POLY et STO semblent avoir des coefficients élevés, puisque celui de POLY va jusqu'à contredire les résultats des études de base. S'il est vrai que l'introduction de variables d'interaction pourrait permettre de mieux estimer ces coefficients, nous pensons que ces valeurs élevées des coefficients sont surtout le signe que ces deux variables sont essentielles dans une bonne modélisation du secteur cotonnier, et que les hypothèses simplificatrices qui consistent à supposer les stocks constants d'une année sur l'autre ou à ne pas prendre en compte le polyester comme produit de substitution sont "trop" simplificatrices. Enfin, on peut aussi remarquer que les études publiées dans des revues présentent des résultats supérieurs de 6.2 points à ceux des études de la catégorie de référence.

- Modèle (6)

Le modèle (6) se distingue par la modélisation des élasticités de l'offre et de la demande. Elles sont regroupées en une seule catégorie de variables (au lieu de deux précédemment). L'inconvénient principal de cette régression réside dans le fait que la constante n'est pas

significative : on ne dispose donc pas de chiffrage pour l'ordonnée à l'origine. La catégorie de référence se rapporte aux études réalisées en équilibre partiel dynamique mono-produit (EPSUP), qui retiennent l'abandon des subventions américaines uniquement (SUS), et dont les données sont tirées de l'ICAC. Elles ne prennent pas en compte les stocks, et retiennent des niveaux d'élasticités conjointes élevés pour l'offre et faibles pour la demande (EOHDF). Certains de ces résultats peuvent paraître surprenants. S'agissant des élasticités, on s'attendait à avoir un signe différent pour EOMDF, et un coefficient pour EOMDH, supérieur (en valeur absolue) à celui de EOMDM. La non-significativité de la variable POLY peut provenir de la non-prise en compte des interactions entre variables. Cette régression reste malgré tout satisfaisante, dans la mesure où les coefficients des variables ne présentent pas de valeurs extrêmes ; le coefficient de détermination ajusté est en outre amélioré par rapport aux autres régressions.

Bien que nous ayons retenues différentes approches dans la modélisation, on peut remarquer que les résultats qui se dégagent de nos modèles sont sensiblement identiques, ce qui laisse penser qu'ils sont relativement robustes. En effet, la manière de prendre en compte les élasticités-prix de l'offre et de la demande (qui est la source essentielle des différences entre modèles) n'a que peu d'influence : non seulement l'amplitude de variation des coefficients estimés, autres que ceux des élasticités, sont faibles, mais en plus, à aucun moment leurs signes ne se contredisent, ou vont à l'encontre de l'effet attendu.

## 5. Conclusion

L'objet de notre étude était triple. Nous voulions expliquer la source des variations constatées entre les études traitant de l'impact des subventions sur le prix mondial du coton, mais aussi avancer certains éléments indispensables à une modélisation appropriée de la dynamique de ce prix mondial et donner une estimation précise de l'effet des subventions sur le prix mondial du coton. A cette fin, nous avons mis en œuvre une méta-analyse. Nos résultats montrent que les principales sources de variations se trouvent dans les valeurs retenues pour les élasticités de l'offre et la demande, dans le montant retenu pour les subventions, ainsi que dans la prise en compte (ou non) de certains caractères indispensables. Une modélisation appropriée requiert ainsi une estimation précise des élasticités et la prise en compte de certains facteurs constitutifs du prix mondial du coton tels que les niveaux des stocks, ou le prix du substitut du coton — le polyester.

Plusieurs limites méritent toutefois d'être mentionnées. Certaines sont dues à la technique même de la méta-analyse et ne peuvent être que difficilement dépassées (perte d'information dans la construction des variables, manque d'information et faiblesses de certaines études de base). D'autres au contraire proviennent de la mise en œuvre de la technique et peuvent faire l'objet de recherches futures. Nous pensons tout particulièrement à l'introduction de variables d'interaction dans le cadre du modèle ANCOVA, ou encore à l'utilisation de l'économétrie des données de panel au travers des estimateurs de type Within et Between.

## BIBLIOGRAPHIE

- Araujo Bonjean C., Calipel S. et Traoré F. (2006).** "Impact des aides américaines et européennes sur le marché international du coton", working-paper CERDI, et Rapport au Ministère de l'Agriculture et des Affaires Etrangères.
- Eysenck H. J. (1995).** "Problems with Meta-Analysis" in I. Chalmers, D.G. Altman.
- FAPRI (Fabiosa J., Beghin J., De Cara S., Elobeid A., Fang C., Isik M., Matthey H., Saak A., Westhoff P., Brown D. S., Willot B., Madison D., Meyer S., Kruse J.) (2005).** "The Doha Round of the World Trade Organization and Agricultural Markets Liberalization: Impacts on Developing Economies", *Review of Agricultural Economics*, volume 27, n°3, pp 317-335.
- Florax R., de Groot H., de Mooij R. (2002).** "Meta-analysis: A Tool for Upgrading Inputs of Macroeconomic Policy Models", *Tinbergen Institute Discussion Paper*.
- Gillson I., Poulton C., Balcombe K., Page S. (2004).** "Understanding the impact of Cotton Subsidies on developing countries", *working-paper ODI*.
- Glass G. (1977).** "Integrating Findings :The Meta-Analysis of Research", *Review of Research in Education*. 5, pp. 351–79.
- Glass G.V., McGaw B., Smith M.L. (1981).** *Meta-analysis in social research*, Sage publications.
- Goreux L. (2003).** "Préjudices causés par les subventions des pays industrialisés aux filières cotonnières de l'Afrique de l'Ouest et du Centre", *OMC*, Genève.
- Görg H., Strobl E. (2001).** "Multinational Companies And Productivity Spillovers: A Meta-Analysis", *The Economic Journal*, n°111.
- Gujarati D. (2004).** *Econométrie*, 4<sup>ième</sup> édition, De Boeck.
- ICAC (Plastina A.) (2007).** "Effects of Eliminating Government Measures in Cotton", *Remarks presented at the 66<sup>th</sup> Plenary Meeting of the ICAC*.
- ICAC (Valderrama-Becerra C.) (2001).** "The World Cotton Market : Prices and Distortions", *ICAC*.
- Hess S., von Cramon-Taubadel S. (2007).** "Meta-Analysis of General and Partial Equilibrium Simulations of Doha Round Outcomes", *Agricultural Economics*.
- Mignon V. (2008).** *Econométrie : théories et applications*, Economica
- Muller J.L. (1988).** : "Pour une revue quantitative de la littérature : les méta-analyses" *Psychologie Française*, 33-4, décembre, pp 295-303.
- Nijkamp P., Poot J. (2004).** "Meta-analysis of the effect of fiscal policies on long-run growth", *European Journal of Political Economy*, vol. 20.
- Pan S., Fadiga M., Mohanty S. (2005).** "The Impacts of U.S. Cotton Programs on the West and Central African Countries Cotton Export Earnings", *Agricultural Economics Review*, volume 6, n°2..
- Pan S., Fadiga M., Mohanty S., Ethridge D. (2005).** "The Impacts of U.S. Cotton Programs on the World Market: An Analysis of Brazilian WTO Petition", *Working-paper of Texas University*.
- Perrin S. (2006).** "Le coton africain face à la concurrence mondiale", *La Lettre des Economistes de l'AFD*, n°13.

- Poonyth D., Sarris A., Sharma R., Shui S. (2004).** "The impact of domestic and trade policies on the world cotton market", *FAO commodity and trade policy research working-paper n°8*.
- Reeves G., Vincent D., Quirke D., Wyatt S. (2002).** "Trade distortions and cotton markets: implications for global cotton producers", *Cotton Research and Development Corporation, Center for International Economics*.
- Shepherd B. (2004).** "The impact of US subsidies on the world cotton market : a reassessment", *GEM, Sciences-Po*.
- Stanley T.D. (2001).** "Wheat from chaff : meta-analysis as quantitative literature review" *Journal of Economic Perspectives*, volume 15, n° 3, pp 131-150.
- Stanley T.D., Jarrell S.B. (2005).** "Meta-Regression Analysis: A Quantitative Method of Literature Surveys", *Journal of Economic Surveys*, n°3, pp. 54–67.
- Sumner D. (2003).** "A Quantitative Simulation Analysis Of The Impacts Of U.S. Cotton Subsidies On Cotton Prices And Quantities".
- Sumner D. (2006).** "Effects of U.S. Upland Cotton Subsidies on Upland Cotton Prices and Quantities".
- Tockarick S. (2003).** "Measuring the impact of distortions in agricultural trade in partial and general equilibrium", *IMF WP/03/110*, Washington D.C., USA.
- Traoré F. (2005).** "L'impact des subventions américaines sur le prix mondial du coton : une approche par les modèles vectoriels autorégressifs Bayésiens", *CERDI*.