



The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library

This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search

<http://ageconsearch.umn.edu>

aesearch@umn.edu

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*

No endorsement of AgEcon Search or its fundraising activities by the author(s) of the following work or their employer(s) is intended or implied.

Impact du taux de change sur la sécurité alimentaire des pays en développement

Marilyne HUCHET BOURDON, Catherine LAROCHE DUPRAZ,
Anned-Linz SÉNADIN

Working Paper SMART – LERECO N°13-10

October 2013

Les Working Papers SMART-LERECO ont pour vocation de diffuser les recherches conduites au sein des unités SMART et LERECO dans une forme préliminaire permettant la discussion et avant publication définitive. Selon les cas, il s'agit de travaux qui ont été acceptés ou ont déjà fait l'objet d'une présentation lors d'une conférence scientifique nationale ou internationale, qui ont été soumis pour publication dans une revue académique à comité de lecture, ou encore qui constituent un chapitre d'ouvrage académique. Bien que non revus par les pairs, chaque working paper a fait l'objet d'une relecture interne par un des scientifiques de SMART ou du LERECO et par l'un des deux éditeurs de la série. Les Working Papers SMART-LERECO n'engagent cependant que leurs auteurs.

The SMART-LERECO Working Papers are meant to promote discussion by disseminating the research of the SMART and LERECO members in a preliminary form and before their final publication. They may be papers which have been accepted or already presented in a national or international scientific conference, articles which have been submitted to a peer-reviewed academic journal, or chapters of an academic book. While not peer-reviewed, each of them has been read over by one of the scientists of SMART or LERECO and by one of the two editors of the series. However, the views expressed in the SMART-LERECO Working Papers are solely those of their authors.

Impact du taux de change sur la sécurité alimentaire des pays en développement

Marilyne HUCHET BOURDON

*Agrocampus Ouest, UMR1302 SMART, F-35000 Rennes, France
INRA, UMR1302 SMART, F-35000 Rennes, France*

Catherine LAROCHE DUPRAZ

*Agrocampus Ouest, UMR1302 SMART, F-35000 Rennes, France
INRA, UMR1302 SMART, F-35000 Rennes, France*

Anned-Linz SÉNADIN

*Agrocampus Ouest, UMR1302 SMART, F-35000 Rennes, France
INRA, UMR1302 SMART, F-35000 Rennes, France*

Auteur pour la correspondance / Corresponding author

Marilyne Huchet-Bourdon

UMR SMART – Agrocampus Ouest

65 rue de Saint-Brieuc, CS 84215

35042 Rennes cedex, France

Email: Marilyne.Huchet-Bourdon@agrocampus-ouest.fr

Téléphone / Phone: +33 (0)2 23 48 55 98

Fax: +33 (0)2 23 48 54 17

*Les Working Papers SMART-LERECO n'engagent que leurs auteurs.
The views expressed in the SMART-LERECO Working Papers are solely those of their authors*

Impact du taux de change sur la sécurité alimentaire des pays en développement

Résumé :

L'épisode de hausse de prix des produits agricoles sur la période 2006-2008 a remis au cœur des préoccupations internationales la question de la sécurité alimentaire mondiale. Dans ce contexte, les Pays les Moins Avancés sont passés, depuis le début des années 1990, d'une situation d'exportateurs nets à celle d'importateurs nets de produits agricoles. Par ailleurs, ces dernières années ont aussi été marquées par de vifs débats sur les taux de change, comme en témoigne la querelle des monnaies Yuan/dollar. Dans la lignée de la littérature sur la relation entre le taux de change et le commerce, l'objectif de cet article est d'évaluer la relation entre le taux de change et la sécurité alimentaire sur la période 1995-2010 sur un échantillon de 24 à 72 pays en développement. En outre, l'article propose un cadre théorique visant à mettre en évidence les liens économiques entre la sécurité alimentaire, mesurée par l'indicateur de Bonilla, la valeur des monnaies des pays et les termes de l'échange international. Cette analyse théorique suggère qu'une dépréciation de la monnaie nationale se traduit à court terme par une détérioration de la sécurité alimentaire au sens de Bonilla en raison du renchérissement des importations alimentaires et de la diminution des recettes d'exportations et une relation à long terme dépendant des élasticités-prix de la demande d'importations alimentaires, de l'offre d'exportations totales et du rapport entre les prix alimentaires importés et les prix des autres produits importés. Enfin, les deux études de cas proposées (l'une portant sur la Gambie, l'autre sur la Côte d'Ivoire) suggèrent que le taux de change n'est pas le seul déterminant de l'insécurité alimentaire. D'autres variables telles que les investissements, le niveau des droits de douane, les termes de l'échange, l'offre de monnaie et la stabilité politique influencent le niveau de sécurité alimentaire.

Mots-clés : taux de change, sécurité alimentaire, indice de Bonilla, Pays en développement

Classification JEL : Q17, Q18, F13, E42

Impact of the exchange rate on developing countries' food security

Abstract:

The issue of world food security is still at the core of international concerns with the rising prices of agricultural products over the period 2006-2008. In this context, most of the least developed countries are net importers of agricultural products since the beginning of the 1990s. Moreover, recent years have also been marked by the debate on exchange rates, as evidenced by the Yuan/dollar currencies dispute. In line with the literature on the relationship between the exchange rate and trade, the objective of this article is to evaluate the relationship between the exchange rate and food security over the period 1995-2010 on a sample of 24 to 72 developing countries. In addition, we propose a theoretical framework to highlight the economic links between food security, measured by the indicator of Bonilla, the value of the currencies of the countries and the terms of trade. This theoretical analysis suggests that a depreciation of the national currency leads in the short term to a deterioration of food security (measured with Bonilla Index) due to the higher bill of food imports and the decrease in export revenues. The long term relationship depends on the price elasticities of demand for food imports, the supply of exports and of the ratio of imported food prices relative to prices of other imported products. Finally, two case studies (one on the Gambia, the other on the Côte d'Ivoire) suggest that the exchange rate is not the sole determinant of food insecurity. The level of food security may also depends on other variables such as investments, the level of customs duties, the terms of trade, the money supply and political stability.

Keywords: exchange rate, food security, Bonilla Index, developing countries

JEL classifications: Q17, Q18, F13, E42

Impact du taux de change sur la sécurité alimentaire des pays en développement

1. Introduction

Depuis le début des années 2000, la tendance des prix agricoles s'est retournée à la hausse alors qu'elle était orientée à la baisse entre 1960 et 2000. L'augmentation des prix agricoles observée depuis le début des années 2000 a atteint son paroxysme en 2007-2008, lorsque les marchés agricoles mondiaux ont connu une très forte hausse des prix en particulier des produits alimentaires et des intrants de la production agricole (prix des engrais, prix du pétrole brut notamment). Cet épisode, fréquemment qualifié de « crise alimentaire », a remis au cœur des préoccupations internationales la question de la sécurité alimentaire mondiale. Dans ce contexte, les Pays les Moins Avancés (PMA) sont passés, depuis le début des années 1990, d'une situation d'exportateurs nets à celle d'importateurs nets de produits agricoles. L'élévation des prix des produits alimentaires importés amplifiant l'érosion du pouvoir d'achat des PMA, ceux-ci connaissent une dégradation de leurs termes de l'échange.

En outre, les prix de nombreux produits agricoles sont exprimés en dollar sur les marchés. Or, après des années de position dominante sur la scène internationale, le dollar se déprécie notamment depuis une décennie vis-à-vis de l'euro. Ces dernières années ont ainsi été marquées par de vifs débats sur les niveaux de taux de change, comme en témoigne la querelle Yuan/dollar.

Ces contextes observés, tant sur le plan sectoriel qu'au niveau macroéconomique, couplés aux préoccupations croissantes en matière d'insécurité alimentaire des pays en développement (PED) motivent notre contribution. L'épisode de flambée des prix alimentaires de 2006-2008 a en effet fait resurgir la préoccupation de la sécurité alimentaire des pays en développement (PED), les « émeutes de la faim » ayant marqué les esprits. Le bas niveau des prix sur les années post-1980 ont limité l'attention portée sur la sécurité alimentaire : des prix bas témoignent d'une part d'une nourriture abondante sur les marchés et permettent d'autre part aux pays les moins riches de se nourrir aux plus bas coûts. Toutefois la « crise » de 2008 a montré le risque pour les PED d'une sécurité alimentaire basée sur principalement sur les importations. Or en cas de hausse soudaine des prix, comme ce fut le cas en 2006-2008, la facture alimentaire s'alourdit brutalement se répercutant immédiatement sur le pouvoir d'achat des ménages, en particulier urbains. Ce qui amène/induit de forts risques d'instabilité politiques sans une intervention massive des pouvoirs publics. Mais de la même façon, cet

épisode a montré aussi l'intérêt du commerce international pour assurer la sécurité alimentaire en cas de crise. L'ouverture aux importations via la suspension des barrières tarifaires et non tarifaires sur les produits alimentaires de base fut le moyen le plus efficace pour permettre aux pays en crise d'alimenter très rapidement leur population urbaine. Ainsi deux modèles extrêmes s'opposent pour les économies dont l'agriculture manque de compétitivité au niveau mondial. D'un côté, les mesures de soutien au secteur agricole (mesures de soutien interne et/ou de protections aux frontières), sécurisent l'accès à l'alimentation de la population nationale par le développement de la production locale, mais elles peuvent avoir un coût économique important pour le budget de l'Etat (et donc le contribuable) et/ou pour les consommateurs qui doivent supporter des prix alimentaires domestiques plus élevés que les prix mondiaux. De l'autre côté l'ouverture aux importations permet théoriquement à des pays peu avantagés pour la production agricole vivrière de se spécialiser de façon efficace dans des productions d'exportation. Elles assurent ainsi les ressources financières pour leurs nécessaires importations alimentaires, mais elles engendrent un fort risque d'instabilité sociale en cas de hausse soudaine des prix.

Plusieurs méthodes sont utilisées dans la littérature pour évaluer le niveau d'insécurité alimentaire des pays au niveau individuel sur la base d'enquêtes nationales auprès des ménages, et aux niveaux nationaux notamment par la FAO qui a construit et suit des indicateurs nationaux de sous-nutrition. Ces indicateurs présentent l'avantage d'être disponibles sur de longues périodes pour le plus grand nombre de pays mais posent des problèmes de cohérence avec les autres approches (De Haen et al.,2011, Masset,2011). Cependant aucun de ces indicateurs de sous-nutrition ne permet d'évaluer, sur la base de données nationales de commerce, la vulnérabilité commerciale de la sécurité alimentaire des pays en lien avec la dépendance des consommations alimentaires aux importations.

Afin de considérer la dépendance aux importations alimentaires, Diaz-Bonilla et al. (2000) suggèrent de considérer le rapport des dépenses d'importations alimentaires d'un pays sur la valeur de ses exportations totales. L'Indicateur dit de Bonilla (IB) permet ainsi d'observer la capacité des Etats à financer leurs importations alimentaires sur la base de leurs performances à l'exportation. Il nous semble à ce titre bien indiqué pour une analyse comparative des évolutions de la vulnérabilité commerciale de la sécurité alimentaire des PED dans le temps. Cet indice est sensible aux variations :

- du volume des importations alimentaires, celles-ci reflétant les besoins alimentaires non couverts par la production domestique ; et des exportations totales, celles-ci reflétant les performances commerciales générales du pays et sa compétitivité,
- de la valeur des importations alimentaires et des exportations totales, ces valeurs étant elles-mêmes sensibles à l'évolution des prix mondiaux et à leur traduction en monnaie locale, *via* le taux de change.

La relation entre les taux de change et le commerce international est une question ancienne mais qui est toujours au cœur des préoccupations¹. Depuis le régime de taux de change flottant instauré en 1973, il existe une littérature abondante, théorique et empirique, traitant de la relation entre le taux de change (et de sa volatilité) et les flux commerciaux (De Grauwe, 1988 ; McKenzie, 1999 ; Fang *et al.*, 2006 ; Ozturk, 2006 ; Coric et Pugh, 2010 ; OCDE, 2011 ; OMC, 2011, parmi d'autres). Ces études révèlent l'absence de consensus quant aux impacts du taux de change et de sa volatilité sur les échanges. Les conclusions des études, portant d'ailleurs majoritairement sur les pays développés, varient selon les pays et la période étudiés, le niveau de désagrégation des données utilisées, la définition retenue du taux de change et de la volatilité, etc. .

Les liens économiques entre valeur de la monnaie et performances commerciales sont bien connus. L'effet de la dépréciation d'une monnaie est en particulier décrit en macroéconomie par la très célèbre « courbe en J » qui illustre comment à court terme la dépréciation se traduit par une détérioration de la balance commerciale du fait de l'augmentation mécanique et immédiate de la valeur des importations, ce qui est communément appelé « l'effet-prix ». Une fois passé un certain délai, les volumes des importations et des exportations s'ajustent à la nouvelle valeur de la monnaie (effet-volume), ce qui se traduit, à long terme, par une amélioration de la balance commerciale en raison de l'amélioration de la compétitivité à l'exportation des produits domestiques induite par la dépréciation monétaire (Krugman et Obstfeld, 2009).

Plusieurs auteurs se sont également penchés sur la relation entre politique monétaire, prix et commerce agricole et suggèrent que la politique monétaire influence les prix et la demande de produits agricoles (citons à titres d'exemples Schuh, 1974, 1976 ; Chambers et Just, 1982 ; Robertson et Orden, 1990 ; Kargbo, 2000, 2005 ; Asfaha et Jooste, 2007). Toutefois cette

¹ Un colloque sur cette thématique s'est tenu à l'OMC en septembre 2011.

littérature ne développe pas les mécanismes économiques qui relient politique monétaire et sécurité alimentaire des pays. Quelques rares études de cas abordent ces liens. Ainsi Mushtaq et al. (2011) ont analysé empiriquement l'impact de facteurs monétaires et macroéconomiques (taux de change réel, offre de monnaie) sur le prix réel du blé au Pakistan, sur la période 1976-2010, et son influence sur la sécurité alimentaire mesurée par la production nationale par habitant et le degré d'ouverture commerciale du pays. Mais nous n'avons pas connaissance d'analyse économique de portée plus générale sur les relations entre variations de change et sécurité alimentaire des pays, excepté dans le contexte particulier d'une hausse soudaine des prix. L'épisode de flambée des prix alimentaires de 2006-2008 a par exemple montré qu'une appréciation conjoncturelle de sa monnaie locale avait permis à la Thaïlande de modérer l'augmentation du prix domestique du riz à +0,2 % par mois contre +1,2% par mois sur le marché mondial (Diaz Bonilla et Ron, 2010). De façon plus générale la FAO (2011) analyse l'incidence du régime de change sur la sécurité alimentaire en cas de flambée des prix selon la position commerciale des pays.

Notre contribution vise précisément à analyser, sur la période 1995-2010, l'impact du taux de change sur la sécurité alimentaire des PED à partir de l'IB. Dans la première section est développé un cadre analytique visant à mettre en évidence les liens économiques entre la sécurité alimentaire, mesurée par l'indicateur de Bonilla, la valeur des monnaies des pays, mesurée par le taux de change réel, et les termes de l'échange international. Cette analyse théorique débouche sur des hypothèses sur les effets à court et long terme des variations de change sur la sécurité alimentaire des pays que les sections suivantes se proposent de vérifier empiriquement. La deuxième section présente la base de données disponible pour l'analyse empirique, et propose une classification des pays tenant compte de leur niveau de « vulnérabilité » en matière de sécurité alimentaire du point de vue commercial. La troisième section utilise cette typologie pour mener des analyses comparatives de l'évolution de la sécurité alimentaire et des taux de change effectif réel pour les différents groupes de pays identifiés. Elle inclut l'étude de cas de deux pays « extrêmes » selon notre typologie obtenue d'après le degré de vulnérabilité calculé au sens de Bonilla: la Gambie (pays le plus vulnérable au sens de Bonilla) et la Côte d'Ivoire (position la moins fragile), en vue d'approfondir l'analyse. La dernière section conclut.

2. Sécurité alimentaire, commerce et taux de change : analyse de l'indice de Bonilla

L'indice de Bonilla (IB)

Afin de caractériser la position commerciale alimentaire des pays, l'OMC calcule le « taux de couverture » alimentaire qui est égal au rapport entre les importations alimentaires et les exportations alimentaires. Lorsque ce taux est supérieur (*versus* inférieur) à 1, le pays est importateur (*versus* exportateur) net de produits alimentaires (PINPA *versus* PENPA).

L'indice de Bonilla (IB) se calcule quant à lui comme suit :

$$(1) \quad IB = \frac{m^{val}}{X^{val}} \quad \text{avec}$$

m^{val} : importations alimentaires en valeur,

X^{val} : exportations totales en valeur.

Mesuré par l'IB, le niveau de sécurité alimentaire s'améliore lorsqu'IB diminue, et se détériore lorsqu'IB s'accroît.

Contrairement à la simple position commerciale nette en termes de produits alimentaires, l'IB prend en compte le coût relatif de l'accès à la nourriture, ce qui donne une information plus exhaustive du rôle du commerce et de ses impacts sur la sécurité alimentaire des pays. Ainsi un pays peut connaître une stabilité de sa situation alimentaire si, *ceteris paribus*, la facture des importations alimentaires et ses exportations totales évoluent au même rythme. Autrement dit l'augmentation de la facture alimentaire n'altère pas forcément la sécurité alimentaire d'un pays si la valeur de ses exportations totales augmente davantage dans le même temps. Inversement, une baisse de la facture d'importations alimentaires peut théoriquement s'accompagner d'une vulnérabilité alimentaire accrue dans le cas où les recettes d'exportations chutent plus encore dans la même période. Ainsi dans un contexte de baisse des prix agricoles mondiaux, un pays exportateur net de produits alimentaires peut éventuellement se trouver dans une position plus vulnérable qu'un pays importateur net de produits alimentaires, dès lors que la réduction de ses recettes d'exportation l'emporte sur la baisse de sa facture alimentaire, contrairement à un pays importateur net de produits alimentaires dont les importations alimentaires pèseraient peu au regard des recettes d'exportations totales et dont les recettes d'exportation ne sont pas touchées par les variations de prix.

Les politiques qui peuvent jouer sur les exportations totales et sur les importations alimentaires en valeur sont essentiellement de 2 groupes. Les effets des politiques agricoles, qu'elles passent par des mesures commerciales aux frontières (droits de douane / subventions à l'importation, et taxe / subvention à l'exportation, quotas à l'import ou export) ou bien par des mesures de soutien interne couplées à la production, font l'objet d'une abondante littérature en économie agricole et internationale. Ces interventions se traduisent par un écart entre le prix mondial et le prix domestique ayant un impact direct les recettes douanières, le volume et la valeur des importations et des exportations et se traduisant donc immédiatement sur l'IB. Nos résultats devront être interprétés à la lumière des informations disponibles en la matière pour les pays étudiés. Toutefois ce volet ne constitue pas le cœur de notre analyse qui cherche à préciser les répercussions économiques des variations de taux de change sur la sécurité alimentaire des pays mesurée par l'IB, objet à ce jour moins étudié que les effets des politiques de soutien.

2.2. Taux de change et sécurité alimentaire

Comme indiqué plus haut, l'indice de Bonilla (IB) est défini par :

$$(1) \quad IB = \frac{m^{val}}{X^{val}} = \frac{m}{X} \cdot \frac{P_m}{E_C p_x}$$

m : importations alimentaires en volume

X : exportations totales en volume

P_m : indice de prix des produits alimentaires importés (monnaie étrangère)

p_x : indice de prix agrégé des produits exportés (monnaie nationale);

E_C : taux de change nominal agrégé côté au certain, c'est-à-dire, le nombre d'unités de devise nécessaires à l'obtention d'une unité de monnaie nationale : E_C est défini tel que : E_C unités de devise = 1 unité de monnaie nationale.

Le numérateur et le dénominateur de l'IB représentent respectivement la valeur des importations alimentaires et celle des exportations totales exprimées ici toutes deux en monnaie étrangère. Ainsi, une augmentation de l'indice correspond à une augmentation de la dépendance commerciale alimentaire ou de l'insécurité alimentaire au sens de Bonilla et

réciroquement, une diminution de l'indice se traduit par une diminution de la dépendance commerciale alimentaire ou une amélioration de la sécurité alimentaire au sens de Bonilla.

Soit E_R le taux de change réel qui corrige le taux de change nominal E_C des variations de prix liées à l'inflation :

$$(2) \quad E_R = E_C \times \frac{P_X}{P_M} \quad \text{où}$$

P_M : indice de prix des produits importés en monnaie étrangère

P_X : indice de prix des produits exportés en monnaie nationale

L'indicateur de Bonilla (IB) peut s'écrire :

$$(3) \quad IB = \frac{m}{X} \cdot \frac{P_m}{E_R P_M}$$

P_m : indice de prix des produits alimentaires importés en monnaie étrangère

P_M : indice de prix des produits importés totaux en monnaie étrangère

L'équation (3) permet de comprendre qu'une baisse du taux de change réel côté au certain, c'est-à-dire une dépréciation (système de change flexible) ou une dévaluation (système de change fixe) de la monnaie nationale va se traduire, toutes choses égales par ailleurs, par une augmentation du prix des produits alimentaires importés exprimé en monnaie nationale, et une diminution du prix des produits exportés en termes de devises étrangères.

IB étant une grandeur strictement positive, l'équation (3) différenciée s'écrit :

$$(4) \quad \frac{dIB}{IB} = \left(\frac{dm}{m} - \frac{dX}{X} \right) + \frac{dP_m}{P_m} - \frac{dP_M}{P_M} - \frac{dE_R}{E_R}$$

A court terme, les contrats d'importation et d'exportation étant réalisés à l'avance, les quantités relatives sont peu affectées. Autrement dit, $\left(\frac{dm}{m} - \frac{dX}{X} \right)$ est négligeable, donc seul un

effet-prix $\frac{dP_m}{P_m} - \frac{dP_M}{P_M} - \frac{dE_R}{E_R}$ est identifié.

Une dépréciation de la monnaie nationale (taux de change au certain baisse) va se traduire, toutes choses égales par ailleurs, par une augmentation du prix des produits alimentaires

importés exprimé en monnaie nationale, et une diminution du prix des produits exportés en termes de devises étrangères: l'effet prix issu d'une dépréciation (versus appréciation) de la monnaie est toujours positif (négatif).

En conclusion, à court terme, une dépréciation de la monnaie nationale (baisse du taux de change) provoque une augmentation de l'IB ce qui se traduit par un effet négatif sur le niveau de sécurité alimentaire mesurée par l'indice de Bonilla.

A long terme, dès lors que la variation du taux de change est transmise sur l'indice de prix des produits alimentaires importés, le prix des produits totaux importés ainsi que le prix des produits exportés vont s'ajuster ce qui conduit à des adaptations en termes de quantité : c'est l'effet volume $\left(\frac{dm}{m} - \frac{dX}{X}\right)$.

En cas de dépréciation (versus appréciation) de la monnaie, cet effet volume se traduit ainsi :

- l'augmentation (vs la diminution) du prix des produits alimentaires importés entraîne une diminution (vs augmentation) de la demande d'importation dont l'ampleur dépend de l'élasticité-prix de la demande d'importation alimentaire ;
- la diminution (vs l'augmentation) du prix en monnaie étrangère des produits exportés induit une augmentation (vs diminution) de la demande étrangère des produits nationaux. En vue de combler cet excès (vs déficit) de demande, les exportateurs nationaux de ces produits vont, si possible, chercher à augmenter (vs réduire) leur production et donc leur offre d'exportation. Cette augmentation (vs réduction) de l'offre dépend de l'offre domestique de produits, qui, elle dépend d'une multitude de facteurs, entre autres, le niveau d'aversion au risque (risque lié à la volatilité du taux de change et au commerce) des producteurs (Clark,1973), le niveau de diversification de la production et des exportations, l'origine des facteurs de production, la structure des coûts de ces facteurs (niveau d'utilisation des facteurs de production importés dans les produits exportés) qui peuvent varier d'une entreprise à l'autre ou d'un pays à l'autre, la performance ou la capacité d'ajustement des entreprises nationales.

Entrainant une diminution (augmentation) du volume d'aliments importés et une augmentation (diminution) du volume de produits exportés, la dépréciation (appréciation) de la monnaie domestique a donc un effet-volume négatif (positif) sur l'IB.

L'impact final, à long terme des effets prix et volume d'une variation du taux de change réel sur l'IB, dépend du niveau des élasticités-prix de la demande d'importation alimentaire et de l'offre d'exportation totale : la valeur et le signe de ces élasticités permettent de prévoir le sens de variation du niveau de sécurité alimentaire (au sens de Bonilla) à long terme et si les gains (pertes) sur les exportations sont suffisants pour compenser les pertes (gains) sur les importations alimentaires, suite à une variation du taux de change.

La variation du taux de change d'une monnaie à l'égard d'une seule devise est restrictive pour un pays qui commerce avec des partenaires utilisant des devises distinctes. Le taux de change effectif nominal (TCEN) est défini comme la moyenne pondérée des taux de changes bilatéraux d'une monnaie vis-à-vis de celles des principaux partenaires commerciaux et concurrents. Les changements de prix intérieurs par rapport à ceux des partenaires commerciaux ou concurrents ont les mêmes effets qu'une modification du taux de change nominal. Ainsi, par exemple, si les prix augmentent plus vite dans un pays qu'à l'étranger, la compétitivité de ses exportations est affaiblie si cette hausse n'est pas compensée par une dépréciation de son taux de change nominal côté à l'incertain. L'usage d'un indice de taux de change effectif réel (TCER), défini comme l'indice du TCEN d'une monnaie ajusté par les prix à la consommation relatifs des principaux partenaires commerciaux du pays domestique peut alors s'avérer utile.

3. Echantillon et typologie des pays étudiés

Nous avons utilisé la base de données BACI² (Base pour l'Analyse du Commerce International) qui fournit les données commerciales les plus récentes et complètes pour les pays ciblés par notre étude. Toutefois, l'absence de données commerciales pour trois pays (Botswana, Lesotho et Namibie) ainsi que pour la période 1960-1994 nous limite à un échantillon de 72 pays sur la période 1995-2010.

Les données sur le taux de change nominal des monnaies nationales vis-à-vis du dollar sont issues de la base de données de la Banque mondiale et sont disponibles pour la période 1990-

² Base couvrant plus de 5000 produits et plus de 200 pays construite par le Centre d'Études Prospectives et d'Informations Internationales à partir des données-sources de la base Comtrade des Nations Unies, utilisant des méthodes originales d'harmonisation qui consistent à réconcilier les déclarations de l'exportateur et de l'importateur, afin de disposer de données plus exhaustives et plus fiables (Gaulier et Zignago, 2010).

2011 pour tous les pays visés, sauf Cuba, la Somalie et Tuvalu. Les taux de change effectifs réels et nominaux sont issus de la base de données du Fonds Monétaire International (FMI) et ne sont disponibles que pour 25 pays³ dont 11 PMA. De plus, ces données ne sont pas disponibles pour tous sur la même période⁴. Afin d'étendre l'analyse de l'évolution du taux de change sur le plus de pays possibles, nous considérons la période 1985-2011 qui couvre 24 pays sur 27 ans. Le calcul de ce taux de change effectif réel du FMI est basé sur l'indice des prix à la consommation et l'année 2005 est l'année de base. Ces données ont été converties en base 1995 en vue de faciliter la comparaison de leur évolution dans le temps entre les pays et avec d'autres séries.

Les données sur les régimes de change ont été reconstituées à partir de données collectées sur différents sites, notamment ceux des banques centrales de chaque pays et du FMI. Il faut toutefois mentionner que les informations diffèrent d'une source à l'autre. Ainsi certaines sources font la différence entre le régime de *jure*, officiellement annoncé par les autorités monétaires, et *de facto*, effectivement pratiqué par le pays, tandis que d'autres ne le font pas. De plus, le niveau de spécificité des régimes de change varie d'une source à l'autre. Dans ces cas, les informations émanant du FMI sont privilégiées, ajustées avec celles issues du site de la banque centrale du pays concerné⁵ (cf annexe 2).

Au final, et compte tenu des données disponibles, une première analyse se fera sur les 72 pays sur la période 1995-2010 avec uniquement les données commerciales ; une deuxième analyse avec les données de change couvrira les 24 pays sur la période 1985-2011 ; enfin une troisième analyse de la relation entre niveau d'insécurité alimentaire au sens de Bonilla et taux de change se fera sur un échantillon de 24 pays sur la période 1995-2010 combinant données commerciales et données de change. L'annexe 1 présente l'ensemble de cet échantillon de façon exhaustive par zone géographique. On remarquera que plus de 50 % des 72 pays se trouvent en Afrique.

³ dont le Lesotho pour lequel les données commerciales ne sont pas disponibles, ce qui exclut ce pays de l'étude.

⁴ Pour 6 pays les données sont disponibles à partir de 1975, pour 9 à partir de 1976, pour 24 à partir de 1980 et pour 25 à partir de 1985.

⁵ Développée par Natixis sur les cours de change et les taux monétaires, la base de données *Multidevises* constitue notamment une référence. (<https://www.multidevises.com/>). Pour Cuba et Tuvalu les informations sur le régime de change ont été complétées par Marques-Pereira et Théret (2002) et NATIXIS (2012).

Typologie des pays selon leur vulnérabilité alimentaire

L'IB a été présenté par Bonilla et al. (2000) pour comparer le niveau et l'évolution de la sécurité alimentaire de 167 pays. Sur la base du calcul de l'IB et de son évolution pour chaque pays depuis 1960, les auteurs ont montré que l'IB des PED était globalement similaire dans les années 1960 pour tous les PED (PEDINPA⁶ et PMA) : il s'échelonne entre 0,15 et 0,2 ; il décline ensuite pour le monde et les PED (atteignant environ 0,06 en moyenne en 1998), et reste relativement stable pour les PEDINPA (entre 0,15 à 0,2), mais augmente de manière substantielle pour les PMA, au-dessus de 0,3 durant les années 1980, avant de décliner en dessous de 0,25 dans les années 1990. Bonilla a expliqué le déclin de l'IB pour les PMA et les PEDINPA par une augmentation des exportations totales en valeur plus forte que l'augmentation des importations alimentaires en valeur.

Afin d'ordonner notre analyse empirique, nous avons cherché à classer les pays de notre échantillon selon leur vulnérabilité commerciale alimentaire, en utilisant plusieurs indices commerciaux (dont l'IB) calculés à partir des importations alimentaires, exportations alimentaires, importations totales et exportations totales. Nous aboutissons à une classification en trois niveaux :

- le premier niveau est le rapport $\frac{M^{val}}{X^{val}}$ des importations totales sur les exportations totales en valeur des pays sur la période. Les pays à balance commerciale (BC) excédentaire (déficitaires) présentent un ratio inférieur (supérieur) à 1 ;
- le deuxième niveau se base sur la valeur moyenne de l'IB sur la période d'étude (1995-2010) ;
- le troisième niveau est la position commerciale alimentaire (PCA) : elle se base sur la valeur moyenne et l'évolution des échanges alimentaires ($x^{val} - m^{val}$) sur la période étudiée. Si $x^{val} - m^{val} > 0$: le pays est un PENPA ; si $x^{val} - m^{val} < 0$: le pays est un PINPA.

⁶ PEDINPA : pays en développement importateurs nets de produits alimentaires.

Contrairement à la liste de la FAO qui contient 75 PINPA en 2012, la liste des PED considérés, jusqu'en 2000, comme importateurs nets de produits alimentaires dans l'étude de Bonilla ne contient que 19 pays : Barbade, Botswana, Côte d'Ivoire, Cuba, République Dominicaine, Égypte, Honduras, Jamaïque, Kenya, Maurice, Maroc, Pakistan, Pérou, Sainte Lucie, Sénégal, Sri Lanka, Trinidad and Tobago, Tunisie et Venezuela.

On peut facilement monter que⁷

- si la balance commerciale est excédentaire, alors IB est inférieur à 1
- un IB supérieur à 1 implique que le pays est importateur net de produits agricoles.

Ainsi la valeur de l'IB complète les informations données par la balance commerciale (BC) et la position commerciale alimentaire (PCA : PINPA *versus* PENPA) en ajoutant aux données commerciales une dimension liée à la dépendance alimentaire aux importations et mesurant le pouvoir d'importation lié aux exportations. Pris de façon complémentaire et compte tenu des relations qui les lient, BC, IB et PCA se complètent les uns les autres pour caractériser la vulnérabilité alimentaire des pays.

Plus de 80% des pays de l'échantillon présentent une balance commerciale déficitaire et plus de 70% d'entre eux sont des PINPA. Parmi les 72 pays, 51 sont PINPA et 21 sont PENPA en moyenne sur la période. Parmi les 51 PINPA, 33 ont gardé la position de PINPA durant toute la période d'étude, 18 ont alterné entre PINPA et PENPA. 11 des 21 PENPA ont conservé cette position sur toute la période. Notre classification, prenant en compte la balance commerciale, l'IB et la position commerciale alimentaire, permet de distinguer 5 groupes de pays (numérotés I à V) présentés dans le tableau 1. Chaque groupe est subdivisé en deux sous-groupes couvrant les pays ayant respectivement, sur la période 1995-2010, gardé la même position commerciale agricole versus connu alternativement les positions de PINPA et PENPA.

$$m^{val} \in M^{val} \Rightarrow m^{val} < M^{val}$$

$$BC = X^{val} - M^{val}$$

$$^7 (a) \quad BC > 0 \Leftrightarrow X^{val} > M^{val}$$

$$m^{val} < M^{val} \Rightarrow BC > 0 \Rightarrow X^{val} > m^{val} \Rightarrow \frac{m^{val}}{X^{val}} < 1$$

Autrement dit : $\boxed{BC > 0 \Rightarrow IB < 1}$

$$IB > 1 \Leftrightarrow \frac{m^{val}}{X^{val}} > 1 \Leftrightarrow m^{val} > X^{val}$$

$$(b) \quad x^{val} \in X^{val} \Rightarrow x^{val} < X^{val}$$

$$IB > 1 \Rightarrow m^{val} > X^{val} > x^{val} \Rightarrow m^{val} > x^{val} \Rightarrow \frac{m^{val}}{x^{val}} > 1$$

Autrement dit : $\boxed{IB > 1 \Rightarrow PINPA}$

Les 11 pays dont les IB moyens sont supérieurs à 1 sont des pays dont les recettes d'exportations sont insuffisantes pour couvrir les dépenses d'importations alimentaires. Cette catégorie fait partie du groupe des PINPA ayant une balance commerciale déficitaire. Ces pays forment le groupe le plus vulnérable sur le plan commercial pour leur sécurité alimentaire (groupe I).

Parmi les 61 pays ayant un IB moyen inférieur à 1 (recettes d'exportations suffisantes pour couvrir les dépenses d'importations alimentaires) on distingue :

- 49 pays dont les dépenses d'importations totales ne sont, en moyenne, pas couvertes par les recettes totales des exportations (balance commerciale de ces pays globalement déficitaire sur la période) ; ils constituent le groupe II pour les PINPA et III pour les PENPA. Ces pays sont moins vulnérables à l'insécurité alimentaire au sens de Bonilla que le groupe I du fait de leur capacité à financer leurs besoins en importations alimentaires.
- 12 pays dont les recettes d'exportations couvrent, en moyenne, les dépenses totales d'importations (balance commerciale positive en moyenne sur la période) constituent les groupes IV pour les PINPA et V pour les PENPA.

Cette typologie est affinée par la distinction supplémentaire entre les pays dont la position commerciale alimentaire est identique sur toute la période (indiquée par un indice « *a* ») et ceux pour laquelle elle n'est pas établie de manière stable (indice « *b* »). Selon cette classification, les pays les plus vulnérables à l'insécurité alimentaire au sens de Bonilla seraient, *ceteris paribus*, ceux du groupe I_a (Érythrée, Comores, Djibouti, Bénin, Gambie, Cap-Vert et Haïti). Ils ont tous une balance commerciale déficitaire et font partie des pays ayant l'IB le plus élevé, variant de 1,15 (pour Haïti) à 2,91 pour l'Érythrée (ex-Éthiopie). De plus, sur toute la période 1995-2010, la situation d'importateur net de produits alimentaires de ces pays n'a pas changé. Vient ensuite le groupe I_b (Tuvalu, Afghanistan, Somalie, Sao Tomé-et-Principe) qui présente les mêmes caractéristiques que le groupe I_a, à la seule différence que les pays ont passé, à un moment donné, d'une situation d'importateur net à une situation d'exportateur net de produits alimentaires et vice versa. Les pays les moins vulnérables seraient ceux du type V_a (Côte d'Ivoire, Iles Salomon et Pérou) qui ont une balance commerciale excédentaire et un IB très proche de zéro. Ces pays ont, contrairement à la Zambie, le seul pays du groupe V_b, gardé leur position d'exportateur net de produits alimentaires sur toute la période d'étude.

Notons que cette classification du niveau de vulnérabilité des pays à l'insécurité alimentaire au sens de Bonilla suppose le libre échange des produits sur les marchés mondiaux et une propagation indifférente d'un choc extérieur (une augmentation des prix par exemple) sur tous les prix des produits et services échangés. Toutefois, dans le cas d'une hausse relative de prix des denrées alimentaires, un pays à balance commerciale déficitaire, mais exportateur net de produits alimentaires (groupe III) pourrait se retrouver dans une situation moins défavorable qu'un PINPA à balance commerciale excédentaire (groupe IV).

Tableau 1 : Indicateurs commerciaux et catégorisation des pays

Indicateur de balance commerciale $\frac{M^{val}}{X^{val}}$ (nombre de pays)	Indice de Bonilla IB	Position commerciale alimentaire ($x^{val} - m^{val}$)	Pays pour lesquels le signe de ($x^{val} - m^{val}$) est stable sur la période 1995-2010 (effectif pays)	Pays pour lesquels le signe de ($x^{val} - m^{val}$) variable sur la période 1995-2010 (effectif pays)	Groupe (nb de pays)
>1: balance commerciale déficitaire (60)	>1	PINPA	Ia- (7) Bénin, Gambie , Cap-Vert, Djibouti, Comores, Érythrée (ex-Éthiopie), Haïti	Ib- (4) Tuvalu, Afghanistan, Somalie, Sao Tomé-et-Principe	I (11)
	<1	PINPA	IIa- (20) Cambodge, Yémen, Bangladesh, Mozambique, Mongolie, Pakistan , Mali, Niger, Laos, Égypte, Jordanie, Burkina Faso, Sénégal, Jamaïque, Togo , Samoa occidentales , Barbade, Saint-Kitts-et-Nevis , Liberia, Sainte Lucie	IIb- (12) République Centrafricaine , Soudan, Tunisie , Sierra Leone , République Dominicaine , Saint Vincent , Rwanda, Cuba, Népal, Dominique , Maldives, Timor-Leste	II (32)
		PENPA	IIIa- (8) Vanuatu, Malawi , Ouganda , Kenya, Madagascar, Honduras, Tanzanie, Maroc	IIIb- (9) Myanmar (ex-Birmanie), Burundi , Mauritanie, Bhoutan, Sri Lanka, Ile Maurice, Kiribati, Guinée-Bissau, Éthiopie	III (17)
<1: balance commerciale excédentaire (12)	<1	PINPA	IVa- (6) Angola, Gabon , Guinée, Congo(RDC) , Trinidad & Tobago , Venezuela	IVb- (2) Guinée Équatoriale , Tchad	IV (8)
		PENPA	Va- (3) Côte d'Ivoire, Iles Salomon , Pérou	Vb- (1) Zambie	V (4)

Notes : en gras : les 24 pays pour lesquels les données de change existent.

---> Vulnérabilité croissante

Source : Calculs auteurs, d'après données BACI

Pour les 24 pays pour lesquels les données de change sont disponibles, la figure 1 montre que les valeurs et l'évolution de l'indice de Bonilla pour la Gambie, le seul pays représentant son groupe, sont nettement différentes de celles des autres groupes. En effet, elle a, sur toute la période, l'indice de Bonilla le plus élevé (3,11 en moyenne avec un maximum de 6,34 en 2005)⁸, à la hausse et le plus fluctuant, son coefficient de variation est le plus élevé (62%). Vue cette particularité de la Gambie, la lecture et l'interprétation de la différenciation de l'évolution de l'indice de Bonilla des autres groupes sont difficiles (cf. figure 1). Ainsi, la figure 2 représente les autres groupes sans la Gambie qui fera l'objet d'un traitement particulier et d'une analyse plus approfondie en section 3.

Figure 1 : Évolution de IB (base 100 en 1995) par groupes de pays au cours sur 1995-2010

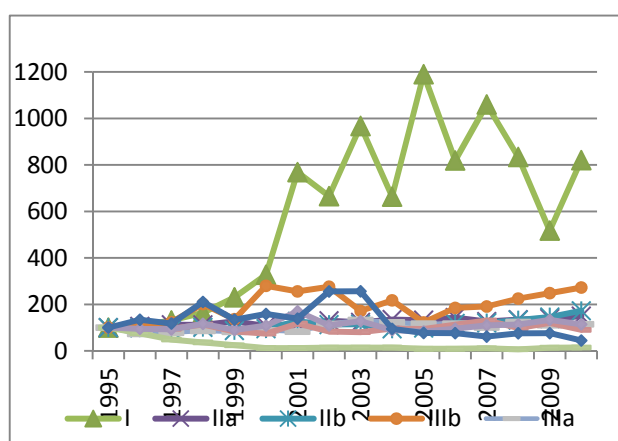
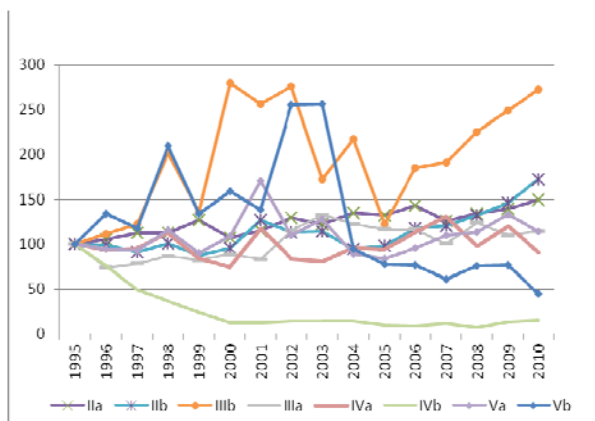


Figure 2 : Évolution de l'IB (base 100 en 1995) par sous-groupes de pays (Gambie exclue) sur 1995-2010



Source : Auteurs, données BACI

Pour les groupes de pays les moins vulnérables IV et V, l'IB est relativement faible, globalement stable ou à la baisse sur la période. Les pics de l'IB pour les sous-groupes Va et Vb au début des années 2000 s'expliquent respectivement par la hausse de l'IB de la Côte d'Ivoire en 2001 et les chocs enregistrés en Zambie en 1998, 2002 et 2003.

⁸ Si, en considérant les 24 pays, la Gambie a l'indice de Bonilla le plus élevé, tel n'est pas le cas avec la liste des 72 pays dans laquelle Djibouti et Érythrée (ex-Éthiopie) sont champions, avec un indice respectif de 4,5 et 4,2.

4. Analyse empirique de l'effet d'une variation de change sur la sécurité alimentaire au sens de Bonilla

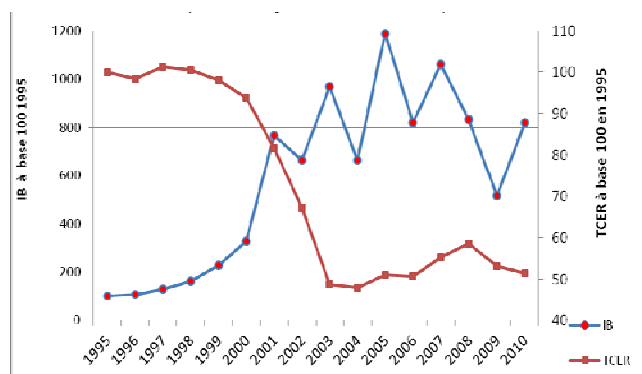
Cette section vise à vérifier, sur les 24 pays de notre échantillon pour lesquels les données de change sont disponibles, dans quelle mesure la relation entre taux de change et sécurité alimentaire est conforme aux attendus tirés de l'analyse théorique de court et/ou de long termes développée dans la première section. A court terme, une dépréciation se traduit à court terme par une détérioration de la sécurité alimentaire au sens de Bonilla du fait du renchérissement des importations alimentaires et de la diminution des recettes d'exportations. A long terme, l'impact de la dépréciation dépend des élasticités-prix de la demande d'importations alimentaires, de l'offre d'exportations totales et de l'écart entre les prix alimentaires importés et les prix des autres produits importés. Ainsi l'effet prix de court terme peut être contrecarré par un effet volume se traduisant par l'augmentation du volume de produits exportés du fait de gain de compétitivité et la réduction des quantités importées, jouant négativement sur l'IB - et donc favorables à la sécurité alimentaire au sens de Bonilla.

4.1. Effets de changes sur l'indice de Bonilla par groupe de pays

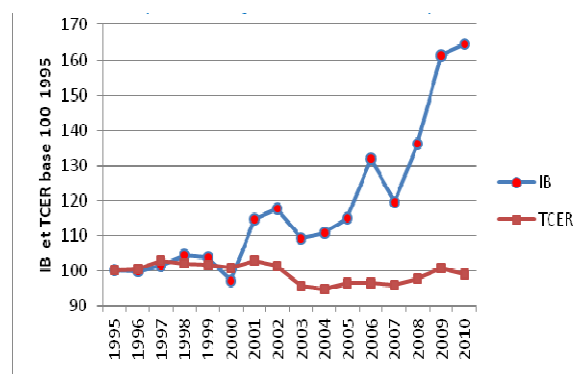
La figure 3 représente les évolutions dans le temps, sur la période 1995-2010, de l'IB et du TCER (base 100 = 1995) pour chacun des groupes de pays. A l'exception du groupe IV, IB et TCER semblent évoluer de façon opposée dans le temps, conformément à l'analyse théorique de court terme développée en section 1. La relation positive obtenue pour le groupe IV est principalement liée à deux des 4 pays de ce groupe : le Gabon et le Venezuela.

Figure 3 : Évolutions de l'IB et du TCER pour chaque groupe de pays sur la période 1995-2010 ; (Base 100 : 1995)

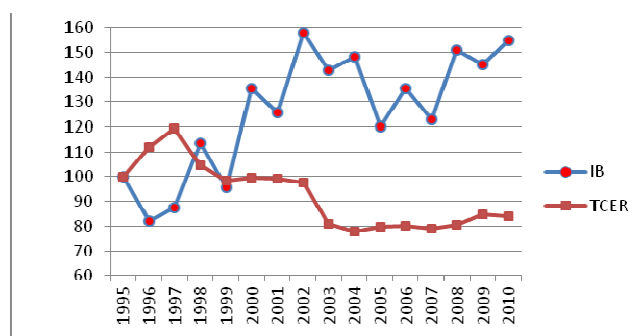
3i : Groupe I - Gambie



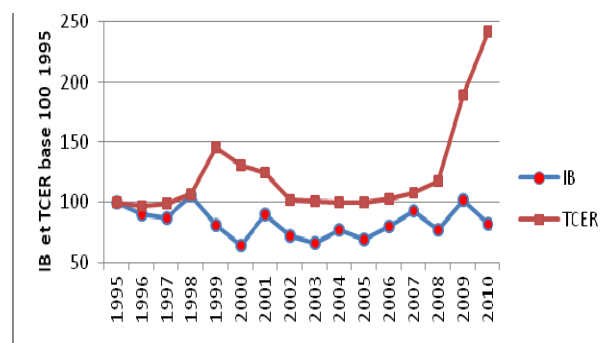
3ii : Groupe II - Soudan, Rwanda, Cuba, Népal, Mali, Niger, Laos, Égypte, Jordanie, Burkina Faso, Sénégal, Jamaïque, Barbade, Liberia



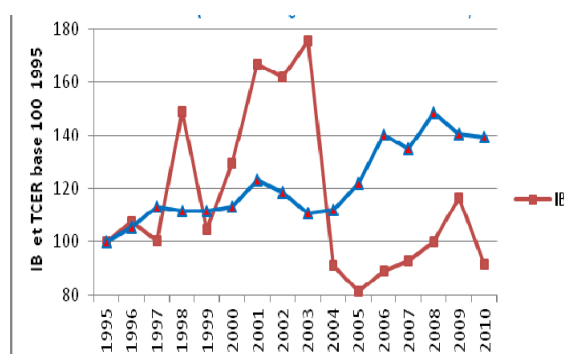
3iii : Groupe III - Malawi, Ouganda, Burundi



3iv : Groupe IV - Gabon, Congo (RDC), Trinidad & Tobago, Venezuela, Guinée Équatoriale



3v : Groupe V - Côte d'Ivoire, Îles Salomon, Zambie



Source : Auteurs d'après données BACI, FMI

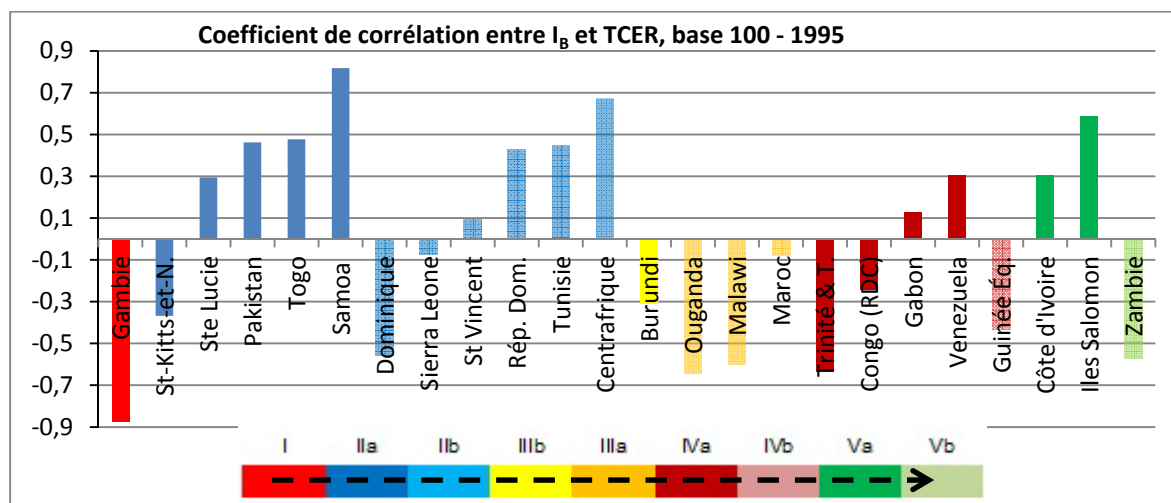
La corrélation négative entre l'IB et le TCER est confirmée par les coefficients de corrélation entre ces deux variables, rapportés dans le tableau 2 et illustrés sur la figure 4.

Tableau 2 : Coefficients de corrélation des évolutions de l'IB et du TCER sur 1995-2010

Corrélation entre IB et TCER par groupe, sous-groupe et pays					
Groupe	Coefficient	Sous-Groupe	Coefficient	Pays	Coefficient
I	-0.874	I	-0.874	Gambie	-0.874
				St-Kitts-et-Nevis	-0.368
II	-0.192	IIa	0.840	Ste Lucie	0.295
				Pakistan	0.462
				Togo	0.477
				Samoa	0.818
				Dominique	-0.559
		IIb	-0.375	Sierra Leone	-0.075
				St Vincent	0.091
				Rép. Dominicaine	0.427
				Tunisie	0.445
				Centrafrique	0.670
III	-0.705	IIIb	-0.306	Burundi	-0.306
		IIIa	-0.802	Ouganda	-0.641
				Malawi	-0.598
				Maroc	-0.078
IV	0.115	IVa	0.246	Trinité & Trinidad	-0.635
				Congo (RDC)	-0.242
				Gabon	0.126
				Venezuela	0.303
		IVb	-0.433	Guinée Équatoriale	-0.434
V	-0.274	Vb	-0.573	Zambie	-0.573
		Va	0.650	Côte d'Ivoire	0.305
				Iles Salomon	0.588

Vulnérabilité croissante

Figure 4 : Corrélation entre IB et TCER pour chacun des 24 pays regroupés par groupe, du plus au moins vulnérable (base 100 : 1995)



Source : Auteur, d'après données BACI

--- ➤ Vulnérabilité croissante

La figure 4 indique que, pour certains pays comme Samoa et la République Centrafricaine, la corrélation est forte et positive, tandis que pour d'autres, comme la Gambie, Trinidad & Tobago, Malawi par exemple, la corrélation est forte, mais négative.

Par ailleurs, le sens de la relation n'est pas toujours le même pour des pays d'un même sous-groupe. Autrement dit si l'impact d'une variation de la monnaie d'un pays sur sa situation alimentaire dépend de sa position commerciale (alimentaire et globale) et de sa capacité de payer ses importations alimentaires, d'autres facteurs sont en jeu qu'il convient de mettre en évidence. Il semble donc nécessaire de regarder au cas par cas les déterminants de l'IB, et d'identifier dans quels cas et pour quelle(s) raison(s) le TCER est (n'est pas) déterminant pour la sécurité alimentaire du pays au sens de Bonilla.

4.2. Impact du positionnement commercial et des régimes de change

Pays en déficit commercial

La corrélation entre l'IB et le TCER est négative pour tous les PENPA, et ce, quel que soit le régime de change. C'est le cas de l'Ouganda, du Malawi, du Burundi et du Maroc, tous les quatre, pays du groupe III. En revanche, pour tous les pays de l'échantillon (excepté Saint-Kitts-et-Nevis) ayant conservé leur position de PINPA (Pakistan, Togo et Sainte Lucie) et

ceux ayant été en grande partie dans cette position pendant la période (Centrafrique, Tunisie et République Dominicaine), elle est positive. La position commerciale alimentaire semblerait donc avoir un effet sur le signe de la corrélation. Les petits PENPA ont des capacités de production limitées et faiblement ajustables et ne peuvent donc pas répondre rapidement aux augmentations de demande. Ainsi, l'effet-prix de court terme de la dépréciation de la monnaie de ces pays qui se traduit par une augmentation de l'indice de Bonilla (baisse du niveau de sécurité alimentaire) est supérieur à l'effet-volume de long terme. Par contre, pour les PINPA en déficit commercial, l'effet-volume de long terme de la dépréciation (c'est-à-dire les gains de compétitivité des exportations totales entraînés par la dépréciation de la monnaie) apparaît plus fort que l'effet-prix de court terme, sans doute du fait de différences d'élasticités de la demande d'importation alimentaire et de l'offre d'exportation.

En conclusion, les pays en déficit commercial les plus dépendants de leurs exportations alimentaires sont plus sensibles à une dépréciation de la monnaie. Autrement dit, plus la couverture des dépenses d'importations d'un pays repose sur ses exportations alimentaires, plus le coefficient de corrélation est élevé et plus la politique monétaire et plus particulièrement, la politique de change joue un rôle important dans sa sécurité alimentaire. Par conséquent, un pays en déficit commercial exportateur net de produit alimentaire dont la monnaie se déprécie ou qui dévalue sa monnaie devrait s'attendre à une détérioration de sa situation alimentaire ou de sa dépendance commerciale alimentaire à la suite de cette dépréciation ou dévaluation si celle-ci n'était pas due à une amélioration de la productivité.

Pays en excédent commercial

La corrélation est positive pour la Côte d'Ivoire et les Iles Salomon et négative pour la République Démocratique du Congo et la Zambie. On remarque que les régimes de changes diffèrent pour les deux groupes : le premier est en régime de change fixe et le deuxième, en régime de flottement libre et qu'il en est de même de leur position commerciale alimentaire : le premier groupe est PENPA alors que pour le deuxième, le Congo est PINPA et la Zambie a connu une situation commerciale alimentaire instable sur la période, PINPA entre 1995-1996 et 2001-2003.

En conclusion, la position commerciale alimentaire à elle seule, ne permet pas de prédire le signe de la corrélation. Il conviendrait d'analyser les effets potentiels des régimes de change des pays.

Zone géographique

Tous les pays de l’Afrique de l’Est dans l’échantillon (Burundi, Malawi, Ouganda et Zambie) sont des PENPA et la corrélation est négative pour ces pays. Pour les trois premiers pays ce résultat est conforme à l’explication fournie pour les pays en déficit commercial exportateurs nets de produits alimentaires (groupe III). Par contre, pour la Zambie, pays à balance commerciale moyennement excédentaire pour la période 1995-2010, ce résultat (corrélation négative) est différent de celui obtenu pour la Côte d’Ivoire et les Iles Salomon (corrélation positive) qui appartiennent au même groupe V que la Zambie. Toutefois, nous devons aussi noter que son régime de change est le plus libéral du continent africain et peut intervenir dans l’explication du sens de la corrélation.

Au final, il semble bien que le sens et le niveau de la corrélation entre l’indice de Bonilla et le taux de change effectif ne puissent être seulement expliqués par la position commerciale globale et alimentaire, la région géographique et le régime de change des pays. D’autres variables, comme par exemple, les politiques commerciales, la structure de l’appareil de production et les politiques sectorielles agricoles, le niveau de diversification de la production et des exportations, l’origine des facteurs de production et la structure des coûts de ces facteurs (niveau d’utilisation des facteurs de production importés dans les produits exportés), la performance ou la capacité d’ajustement des entreprises nationales interviennent également et de façon combinée.

Afin d’approfondir l’analyse deux études de cas sont menées. Nous avons choisi d’étudier d’une part la Gambie, unique représentant du groupe I et dont on a remarqué la spécificité de l’ampleur des variations de l’IB, et d’autre part la Côte d’Ivoire, pays du groupe Va le moins vulnérable des groupes définis, le plus éloigné de la Gambie, et dont les données sont les plus complètes pour ce groupe.

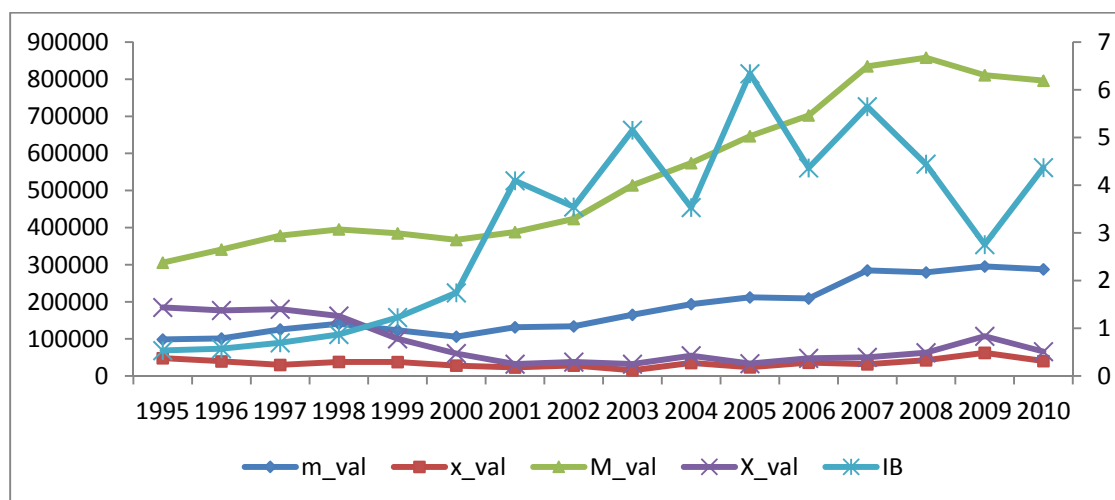
4.3. Analyse de cas : la Gambie

Dans la liste des 24 pays et sur la base des indicateurs utilisés, la Gambie constitue le seul pays représentatif du groupe de pays les plus vulnérables (*cf* tableau 1) puisqu’elle combine les caractéristiques suivantes. C’est un PINPA en déficit commercial global sur toute la période d’étude avec accroissement continu du déficit commercial alimentaire ; ses recettes d’exportations totales comblent moins de la moitié des dépenses d’importations alimentaires

et sont, en moyenne, 4 fois plus petites que celles-ci entre 1999 et 2010. En outre, la Gambie présente, sur la période 1995-2010, l'indice de Bonilla le plus élevé de l'échantillon avec une tendance à la hausse (15% en moyenne par année) ; cela signifie que son coût d'accès à la nourriture s'accroît significativement dans le temps induisant une détérioration de sa sécurité alimentaire.

La figure 5 présente l'évolution des flux commerciaux de la Gambie. Ses exportations alimentaires (x^{val}) représentent en moyenne sur la période 1995-2010 plus de 50 % des exportations totales (X^{val}), et près de 70 % entre 2001 et 2006. Ses importations alimentaires (m^{val}) et totales (M^{val}) suivent la même tendance et croissent presque au même rythme, les courbes de l'évolution des importations alimentaires et des importations totales, en indice et en valeur absolue, étant quasi parallèles sur toute la période.

Figure 5 : Gambie, 1995-2010 : Évolution de quelques indicateurs commerciaux (échelle de gauche, en valeur, milliers d'USD) et de l'IB (l'échelle de droite)



Source : Auteurs, données BACI

Encerclé par le Sénégal, la Gambie est le plus petit pays du continent africain et l'un des plus pauvres du monde : 48,4% de la population vit en dessous du seuil de pauvreté (Banque mondiale, 2010). L'économie gambienne est une des économies les plus libéralisées de la région d'Afrique de l'ouest et est basée, pour un tiers de son activité économique, sur le

commerce de réexportation en raison d'un certain nombre de facteurs tels que la convertibilité de sa monnaie, le Dalasi, la faiblesse des droits de douane, la facilité relative des opérations d'importations et d'exportations, l'efficacité des ports (OMC, 2010). Toutefois, en raison d'une perte de compétitivité du port de Banjul par rapport à ses rivaux de la région ainsi que de l'appréciation de l'euro, ce modèle de réexportation tend à s'affaiblir. La Gambie a de plus des difficultés à respecter les normes de qualité à l'exportation pour les arachides de qualité alimentaire (OMC, 2010).

La monnaie Gambienne, le Dalasi, s'est substituée à la livre Gambienne en 1971. Le pays a un régime de flottement géré adopté en 1986. La figure 6 met en évidence 4 grandes périodes de variation de l'évolution du Dalasi : une période de stabilité jusqu'en 1999, deux périodes de dépréciation dont une de 51% entre 1999 et 2004 et l'autre de 12% entre 2008 et 2010 et une période d'appréciation (22%) entre 2004 et 2008. Le Dalasi s'est globalement déprécié sur la période d'étude.

La période de fortes dépréciations du dalasi (2000-2004) a provoqué une très forte inflation entre 2001-2004 (figure 7). Outre l'effet d'entraînement de l'augmentation des prix des produits pétroliers, ces poussées inflationnistes peuvent s'expliquer par les rigidités de l'offre alimentaire et la croissance de la masse monétaire. Les conséquences de la dépréciation du dalasi sont, entre autres, un accroissement significatif des importations alimentaires en valeurs supérieur à celui des exportations totales en valeur.

Figure 6 : Évolution de l'IB et du TCER de la Gambie sur 1995-2010 (base 100 :1995)

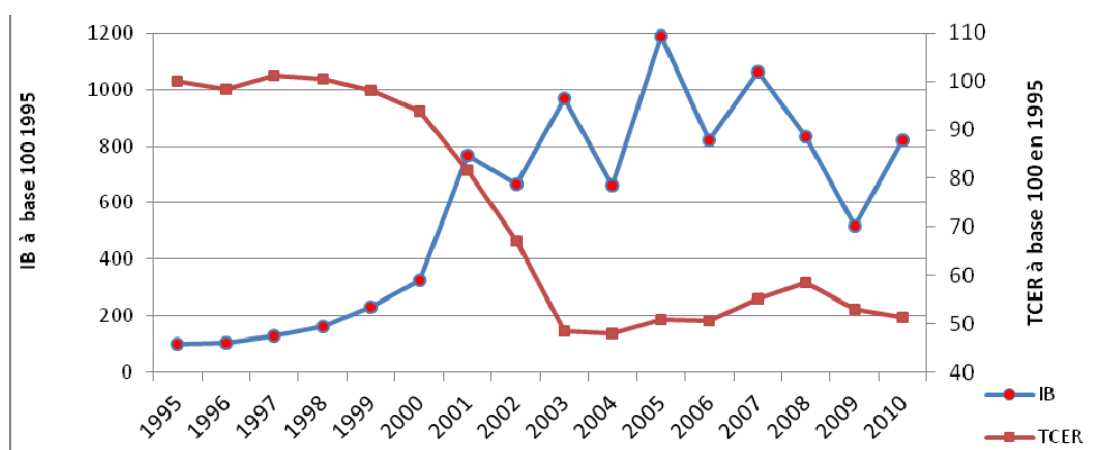
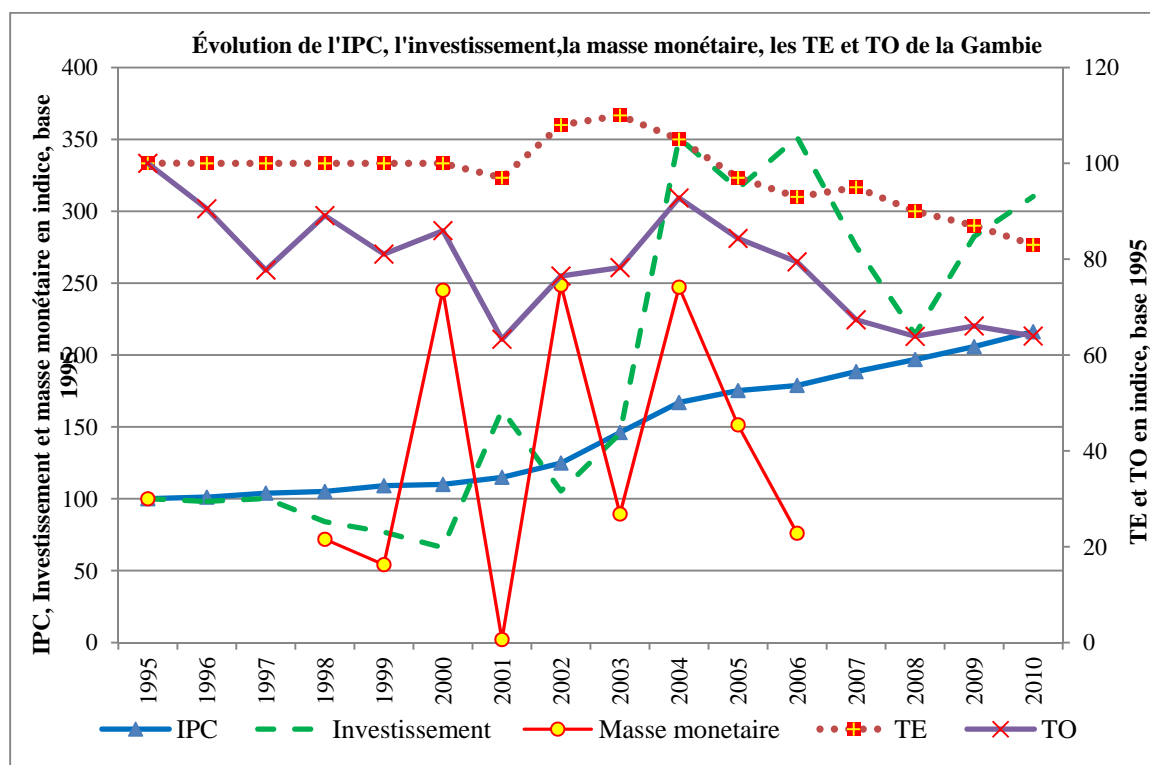


Figure 7 : Évolution de l'indice des prix à la consommation (IPC), les investissements (en % du PIB), la masse monétaire, les termes de l'échange (TE) et du taux d'ouverture (TO) ou part du commerce dans le PIB



Sources : Auteurs, données FMI, Perspective Monde et Bureau de statistique nationale de Gambie

Les courbes de l'indice de Bonilla et du TCER de la Gambie sur la période 1995-2010 confirment la forte corrélation négative (-0,87) sur toute la période. Cette corrélation négative peut s'expliquer par la concentration sectorielle de la production et des exportations et la faible productivité du secteur agricole. En effet, à cause de la précarité du système de production en Gambie, l'offre d'exportation est peu élastique. Par ailleurs, la demande d'importation alimentaire est, d'une façon générale, peu élastique ; elle l'est encore moins pour un petit pays très endetté importateur net de produits alimentaires comme la Gambie dont la consommation alimentaire dépend en grande partie des importations alimentaires.

Il semble donc que la dépréciation de la monnaie gambienne, comme celle des autres pays présentant des caractéristiques similaires (Érythrée, Haïti, Somalie, Sao Tomé et Príncipe, Tuvalu, entre autres), ne peut qu'alourdir la facture des importations alimentaires des pays en les rendant plus dépendants et plus vulnérables à des chocs externes comme par exemple,

l'augmentation des prix des produits alimentaires. Considérant le haut degré d'ouverture de l'économie gambienne et le système de fixation des prix dans la monnaie du producteur alors que la Gambie est très dépendante de l'extérieur, le régime de flottement ne joue pas en sa faveur. En effet, plus grande est l'ouverture d'une économie, plus le régime de change fixe est tentant. Ceci est dû aux coûts potentiels des transactions internationales et aux ajustements fréquents en change.

Notons que l'IB présente un niveau particulièrement élevé depuis 2000 associé à des fluctuations marquées. C'est également à partir du début des années 2000 que les termes de l'échange se détériorent (figure 7) ; les phases de baisse de l'IB coïncident avec les hausses des exportations. Ceci peut en partie s'expliquer par la croissance des investissements dans des secteurs clés comme le tourisme (figure 7). Quant à la hausse prononcée de l'IB en 2005, elle peut s'expliquer par la crise frontalière entre la Gambie et le Sénégal, son principal client.

Il ressort de cette étude de cas deux conclusions :

- Il est important pour les PED disposant des mêmes caractéristiques que la Gambie de prendre conscience de l'éventuelle menace que représente la dépréciation de leur monnaie pour leur propre sécurité alimentaire.
- La dépréciation d'une monnaie nationale ne pourrait être profitable que si le système de production du pays était en mesure de répondre à la demande étrangère, ce qui pourrait par exemple être encouragé par des investissements dans le secteur agricole (et du tourisme).

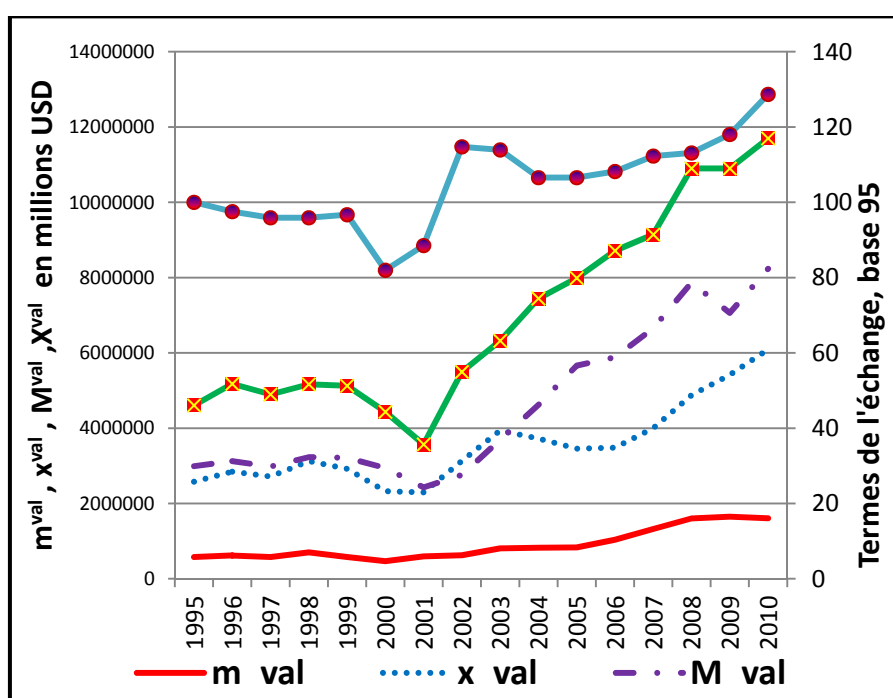
4.4. Analyse de cas : la Côte d'Ivoire

L'économie de la Côte d'Ivoire est dominée par l'exportation de produits dits « de rente », en particulier le cacao et le café, pour lesquels le pays occupe les 1^{ers} et 6^{ème} rangs mondiaux mais aussi la noix de cola (premier exportateur) et le caoutchouc (premier producteur africain). La Côte d'Ivoire est aussi premier exportateur africain de conserves de thon (deuxième dans le monde). L'apport du secteur primaire au PIB est évalué à 28,7%, celui du secondaire et tertiaire respectivement à 21,3% et à 36,8%, en 2010 (OMC, 2012). Contrairement à la Gambie, les chiffres montrent que l'agriculture ivoirienne est relativement dense et diversifiée et sa balance commerciale est structurellement excédentaire.

La figure 8 rapporte l'évolution des échanges de la Côte d'Ivoire. Elle met en évidence une nette baisse des échanges en 2001 qui s'explique par les événements sociopolitiques qui

secouèrent le pays entre 1999 et 2002 et la guerre civile qui s'ensuivit. En effet, ces événements ont entraîné la suspension de l'aide de la Banque mondiale à la Côte d'Ivoire en 2000 et une baisse, en 2001, des dépenses du CNRA (centre nationale de recherche agricole), la plus grande agence de R & D agricole du pays (IFPRI et CNRA, 2010). L'indice de Bonilla, relativement faible et stable sur toute la période, a atteint son minimum de 0,104 en 2005 et son maximum de 0,166 en 2001 qui correspond à une période de détérioration de la balance commerciale. Celle-ci est excédentaire sur toute la période, avec un excédent commercial de 35 % environ des exportations totales. Les recettes d'exportations alimentaires (x^{val}) dépassaient les dépenses d'importations totales (M^{val}) en 2002 et 2003, avec une couverture moyenne de plus de 80 % des dépenses d'importations totales. Prises en valeurs relatives, m^{val} , x^{val} , M^{val} , X^{val} , évoluent presque toutes dans les mêmes proportions.

Figure 8 : Évolution de quelques indicateurs commerciaux de la Côte d'Ivoire entre 1995 et 2010



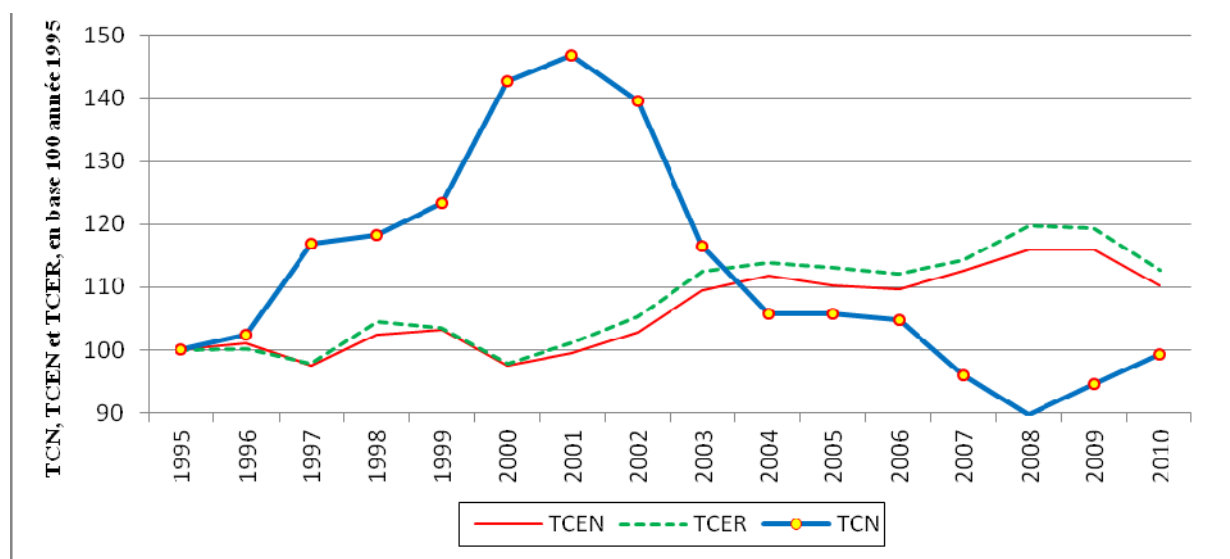
Source : Auteurs, données BACI

En 2000 l'UEMOA a adopté un taux de change commun à l'ensemble de ses frontières qui s'est traduit globalement pour l'ensemble des pays de l'Union, dont la Côte d'Ivoire, par une réduction des droits de douane qui pourrait expliquer le changement de pente observé sur la

figure 8 des importations totales et des importations alimentaires qui se sont significativement accrues à partir des années 2000. Il est remarquable que cette évolution se soit accompagnée en Côte d'Ivoire par une croissance des flux d'exportation de même ampleur, ne remettant donc pas en cause la position de PENPA et de balance commerciale excédentaire du pays.

La monnaie de la Côte d'Ivoire est le Franc CFA, fixé par rapport à l'euro, et la plus grande partie des échanges de la Côte d'Ivoire se fait avec l'Union européenne. La figure 9 montre l'évolution synchronique des TCEN et TCER sur toute la période. Les deux courbes correspondantes sont quasi parallèles avec globalement une distance de plus en plus grande entre les courbes, le TCER étant toujours légèrement supérieur au TCEN : ceci signifie que les prix sont plus élevés en Côte d'Ivoire qu'à l'étranger et que l'inflation est stable. Trois phases sont observées dans l'évolution du taux de change nominal coté à l'incertain vis-à-vis du dollar : une phase de dépréciation où le TCN, à la hausse, atteint son maximum en 2001, une deuxième phase d'appréciation entre 2001 et 2009 et une troisième phase de dépréciation de 2009 à 2010.

Figure 9 : Évolution des TCN, TCEN et TCER de la Côte d'Ivoire (base 100 : 1995),

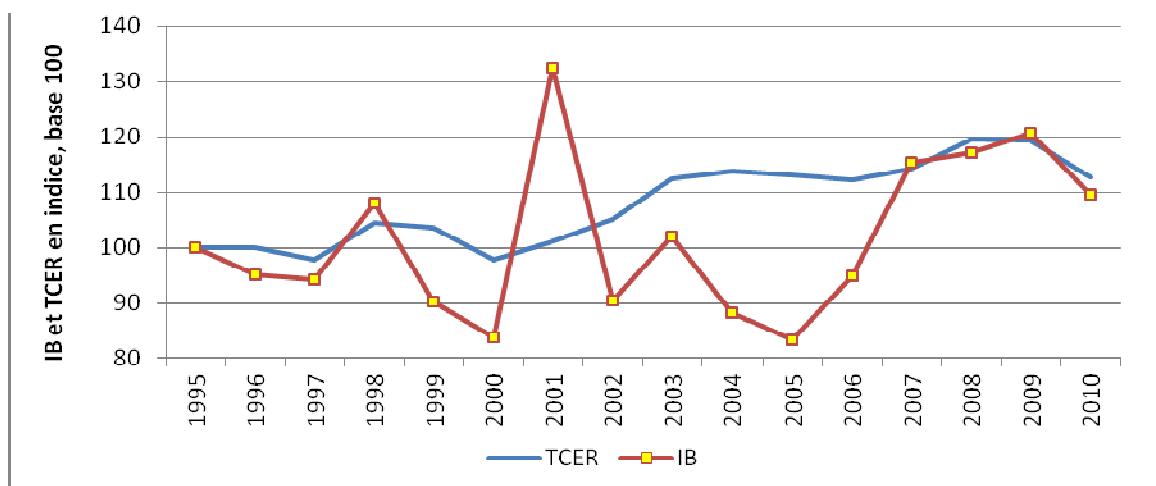


Source : Auteurs, données banque mondiale et FMI

Le pic du TCN en 2001 correspond à un brusque changement dans les échanges commerciaux de la Côte d'Ivoire (diminution des exportations totales et augmentation des importations alimentaires). Peut-on attribuer ce changement à la seule variation du taux de change

nominal ? Ou à une baisse de la productivité ou les deux ? Une part de ce changement peut probablement être attribuée à la diminution des dépenses du CNRA dans la recherche agricole en Côte d'Ivoire.

Figure 10 : Évolution de l'IB et du TCER de la Côte d'Ivoire



Source : Auteurs, données BACI

Si on enlève l'effet des chocs sur le commerce en 2001 (figure 10) la corrélation entre l'insécurité alimentaire mesurée par l'IB et la valeur de la monnaie ivoirienne mesurée par le taux de change effectif réel est encore plus forte et positive. Cette corrélation positive signifie que l'appréciation de la monnaie ivoirienne due, notamment, à l'appréciation de l'euro a un effet négatif sur sa sécurité alimentaire.

La Côte d'Ivoire étant PENPA à balance commerciale excédentaire, l'effet de l'augmentation de ses importations alimentaires due à l'amélioration des termes de l'échange est plus élevé que l'effet de la diminution des quantités de produits exportés due à l'augmentation des prix de ces derniers (perte de compétitivité). Ce qui se traduit par un effet-volume supérieur à l'effet-prix et donc par une corrélation positive entre l'IB et le TCER. Si cette explication était vérifiée, cela signifierait que pour la Côte d'Ivoire, le fait que le franc CFA soit lié à l'euro peut à terme jouer défavorablement sur sa sécurité alimentaire au sens de Bonilla si l'Euro est appelé à s'apprécier de façon significative sur de longues périodes. En effet, l'appréciation de l'euro conduisant à l'appréciation du Franc CFA, cela encourage les importations en

provenance des pays tiers (hors UE) mais décourage les exportations ivoiriennes car celles-ci deviennent moins compétitives.

5. Conclusion

L'objectif de cet article était d'évaluer, pour les pays en développement, la relation entre le taux de change et la sécurité alimentaire au sens de Bonilla sur la période 1995-2010 sur un échantillon de 24 à 72 pays en développement. Compte tenu des données disponibles, une première analyse a considéré 72 pays en développement sur la période 1995-2010 avec uniquement les données commerciales ; une deuxième analyse avec les données de change portait sur 24 pays sur la période 1985-2011 ; enfin une troisième analyse de la relation entre niveau d'insécurité alimentaire au sens de Bonilla et taux de change a considéré un échantillon de 24 pays sur la période 1995-2010 combinant données commerciales et données de change.

Le cadre théorique présenté suggère qu'une dépréciation de la monnaie nationale se traduit à court terme par une détérioration de la sécurité alimentaire au sens de Bonilla du fait du renchérissement des importations alimentaires et de la diminution des recettes d'exportations et une relation à long terme dépendant des élasticités-prix de la demande d'importations alimentaires, de l'offre d'exportations totales et de l'écart entre les prix alimentaires importés et les prix des autres produits importés.

L'originalité de ce travail est double. D'une part l'article propose une typologie des pays, du plus vulnérable en matière de sécurité alimentaire (mesurée par l'indice de Bonilla) au moins vulnérable. D'autre part, nous cherchons à mesurer la relation entre le taux de change et la sécurité alimentaire, sujet très peu développé dans la littérature alors même que les taux de change et la sécurité alimentaire retiennent toute l'attention des autorités et des économistes. Cela nous a conduits à mener deux études de cas sur deux pays « extrêmes » en matière de vulnérabilité d'après notre classement obtenu. Ces deux études de cas proposées (l'une sur la Gambie, l'autre portant sur la Côte d'Ivoire) suggèrent que le taux de change n'est pas le seul déterminant de l'insécurité alimentaire. D'autres variables telles que les investissements, le niveau des droits de douane, les termes de l'échange, l'offre de monnaie et la stabilité politique influencent le niveau de sécurité alimentaire.

L'analyse conduite dans cet article débouche sur quelques enseignements et recommandations. En particulier, elle montre la nécessité pour les pays de ne pas négliger

l'impact des effets de changes. Les pays à taux de change flexible qui ne peuvent maîtriser l'évolution des monnaies des partenaires extérieurs encourent un risque potentiel pour leur sécurité alimentaire, surtout s'ils sont PINPA et présentent une balance commerciale négative. A l'inverse, pour les pays à taux de change fixe, le taux de change peut constituer un outil pour rééquilibrer la situation alimentaire en cas de crise en complément éventuellement d'une politique commerciale adaptée.

Notre analyse met clairement en évidence que le taux de change est loin d'être le seul déterminant de la sécurité alimentaire nationale. Par exemple la politique commerciale joue plus directement sur le prix des importations alimentaires. Ainsi un droit de douane accroît le prix des importations alimentaires et donc l'IB de façon directe et mécanique. L'effet à long terme de ces politiques commerciales demanderait donc à être mesuré plus précisément. Le rôle des régimes de change des pays sur la sécurité alimentaire mériterait un examen approfondi.

Limitée à ce jour à deux pays, notre étude de cas est à ce stade trop restreinte pour répondre complètement à la question de savoir dans quels cas et dans quelle mesure le TCER est déterminant pour la sécurité alimentaire des PED. Il nous faut élargir cette étude de cas en essayant d'identifier ce qui pourrait expliquer le signe et l'ampleur des corrélations obtenues.

C'est pourquoi notre travail doit maintenant se poursuivre et s'élargir afin de replacer le rôle du taux de change dans une analyse plus globale visant à identifier et mesurer l'importance de l'ensemble des autres déterminants de la sécurité alimentaire au sens de Bonilla : la taille du pays, sa position commerciale, peut-être ses ressources et capacités de production jouent un rôle sur l'impact d'une variation de la valeur de la monnaie sur la dépendance commerciale alimentaire. Il s'agira de préciser ces différents facteurs en regardant tous les cas de façon plus systématique (examen des pays de chaque groupe de la typologie) en vue de construire un modèle permettant de les prendre en compte et d'explicitier les résultats de l'analyse empirique préliminaire qui montre que l'ampleur et le sens des effets du taux de change diffèrent selon les pays et les groupes de pays. Ce modèle permettrait alors de mesurer économétriquement la relation entre taux de change et IB sur un panel plus large de pays.

References

- Anderson, K. (2009). *Distorsions to agricultural incentives. A global perspective 1955-2007*. The World Bank, Palgrave macmillan, 644 p.
- Banque Mondiale. (2010). <http://donnees.banquemondiale.org/pays/gambie>
- Asfaha, T., Jooste, A. (2007). The effect of monetary changes on relative agricultural prices. *Agrekon*, 46(4): 460-474.
- Chambers, R.G., Just, R.E. (1982). An investigation of the effect of monetary factors on agriculture. *Journal of Monetary Economics*, 9: 235-247
- Clark, P.B. (1973). Uncertainty, Exchange Risk, and the Level of International Trade. *Western Economic Journal*, 11: 302-313.
- Coric, B., Pugh G. (2010), The effects of exchange rate variability on international trade: a meta-regression analysis. *Applied Economics*, 42(20):1631-2644.
- De Grauwe, P. (1988). Exchange rate variability and slowdown in growth of international trade. *IMF Staff Papers*, 35: 63-84
- De Haen, H., Klasen, S., Qaim, M. (2011). What do we really know? Metrics for food insecurity and undernutrition. *Food Policy* 36 (6):760-769
- Diaz-Bonilla, E., Ron, J.F. (2010). *Food security, price volatility and trade: Some reflections for developing countries*. ICTSD Programme on Agricultural Trade and sustainable Development, Issue Paper n°28, International Centre for Trade and Sustainable Development, Geneva, Switzerland.
- Diaz-Bonilla, E., Thomas, M., Robenson, S., Cattaneo, A. (2000). *Food security and trade negotiations in the world trade organization: a cluster analysis of country groups*. *Trade and Macroeconomics*, WP n°59. Washington, D.C.: IFPRI (December).
<http://www.cgiar.org/ifpri/divs/tms/dp.htm>
- Fang, W., Lai, Y., Miller, S. (2006). Export Promotion through Exchange Rate Changes: Exchange Rate Depreciation or Stabilization? *Southern Economic Journal*, 72(3): 611-626.
- FAO (2011), *The state of food insecurity in the world: Comment la volatilité des cours internationaux porte-t-elle atteinte à l'économie et à la sécurité alimentaire des pays?* 62 p.
- FAO (2012). Base de données FOASTAT,
<http://faostat.fao.org/DesktopDefault.aspx?PageID=371&lang=fr>
- Gaulier, G., Zignago, S. (2010). *BACI : Base de Données pour l'Analyse du Commerce International*, Version 1994-2007, CEPII Working Paper 23.
- Guillochon, B. (1995). *Manuel Économie internationale*, Collection « Économie Module », Paris, Dunod.
- IFPRI., CNRA. (2010). Côte d'Ivoire. Évaluation de la recherche agricole. Gert-Jan Stads et Sékou Doumbia. *Note de pays*. Octobre 2010, disponible à www.asti.cgiar.org/fr/cote-divoire
- Kargbo, J. M. (2000). Impacts of monetary and macroeconomic factors on food prices in eastern and southern Africa. *Applied Economics*, 32(11): 1373-1389.

- Kargbo, J. M. (2005). Impacts of monetary and macroeconomic factors on food prices in West Africa. *Agrekon*, 44: 205-224.
- Krueger, A.O., Schiff, M., Valdes, A. (1988). Agricultural Incentives in developing countries: Measuring the effect of sectoral and economywide policies, *The World Bank Economic Review*, 2 (3): 255-271.
- Krugman, P., Obstfeld, M. (2009). *Economie internationale*, 8^{ème} édition, Pearson Education, 477-478.
- Marques-Pereira, J., Théret, B. (2002). La couleur du dollar. Enquête à La Havane. *Critique internationale*, 4 (17): 81-103.
- Masset, E. (2011), A review of hunger indices and methods to monitor country commitment to fighting hunger, *Food Policy*, 36: 102-108.
- McKenzie, M. D. (1999), The impact of exchange rate volatility on international trade flows, *Journal of Economic Surveys*, 13: 71–106.
- Mushtaq, K., Ghafoor, A., Ahmad, F. (2011). Impact of Monetary and Macroeconomic Factors on Wheat Prices in Pakistan: Implications for Food Security. *Lahore Journal of Economics*, 16 (1): 95-110.
- NATIXIS. Multidevises, <https://www.multidevises.com/Accueil.jsp>
- Huchet-Bourdon, M., Korinek, J. (2011). *To What Extent Do Exchange Rates and Their Volatility Affect Trade? To What Extent Do Exchange Rates and their Volatility Affect Trade?* , OECD Trade Policy Working Papers, 119.
- OMC (2010). *Examen des politiques commerciales*. Rapports de la Gambie, www.wto.org/french/tratop_f/tpr_f/g233_f.doc
- OMC (2011). *La relation entre les taux de change et le commerce international. Examen de la littérature économique*. Document No. WT/WGTDF/W/57 http://www.wto.org/french/news_f/news11_f/trfin_27sep11_f.htm
- OMC. (2012). *Examen des politiques commerciales*. Rapports de la Côte d'Ivoire, de la Guinée-Bissau et du Togo. WT/TPR/G/266.
- Ozturk I. (2006). Exchange Rate Volatility and Trade: A Literature Survey. *International Journal of Applied Econometrics and Quantitative Studies*, 3(1): 85-102 <http://www.usc.es/~economet/reviews/ijaeqs315.pdf>
- Robertson, J.C., Orden, D. (1990). Monetary Impacts on Prices in the Short and Long Run: Some Evidence from New Zealand. *American Journal of Agricultural Economics*, 72: 160-171.
- Schuh, G.E. (1974). The exchange rate and US agriculture, *American Journal of Agricultural Economics*, 56: 1-13.
- Schuh, G.E. (1976). The new macroeconomics of agriculture, *American Journal of Agricultural Economics*, 58: 802-11.

Annexe 1 : Répartition géographique des pays de l'échantillon

Continent (effectif)	Région (effectif)	Pays
Afrique (40)	Afrique de l'Est (15)	Burundi , Comores, Djibouti, Érythrée, Éthiopie, Kenya, Madagascar, Malawi , Maurice, Mozambique, Ouganda , Tanzanie, Rwanda, Somalie, Zambie
	Afrique de l'Ouest (14)	Bénin, Burkina Faso, Cap-Vert, Côte d'Ivoire , Gambie , Guinée, Guinée-Bissau, Libéria, Mali, Mauritanie, Niger, Sénégal, Sierra Leone , Togo
	Afrique Centrale (7)	Angola, Gabon , Guinée Équatoriale , République centrafricaine , République démocratique du Congo , Sao Tomé-et-Principe, Tchad
	Afrique du Nord (4)	Égypte, Maroc , Soudan, Tunisie
Asie (14)	Asie du Sud (7)	Afghanistan, Bangladesh, Bhoutan, Maldives, Nepal, Pakistan , Sri Lanka
	Asie du Sud-Est (4)	Cambodge, Myanmar, République démocratique populaire lao, Timor-Leste
	Asie de l'Ouest (2)	Jordanie, Yémen
	Asie de l'Est (1)	Mongolie
Amérique (13)	Caraïbes (10)	Barbade, Cuba, Dominique , Haïti, Jamaïque, République Dominicaine , Sainte -Lucie , Saint-Kitts-et-Nevis , Saint-Vincent-et-les-Grenadines , Trinidad & Tobago
	Amérique du sud (2)	Pérou, Venezuela
	Amérique centrale (1)	Honduras
Océanie (5)	Mélanésie (2)	Iles Salomon , Vanuatu
	Polynésie (2)	Samoa , Tuvalu
	Micronésie (1)	Kiribati

Notes : en **gras** : les 24 pays pour lesquels les données de change existent.

Annexe 2 : Tableau 1 : Classification (de facto) des régimes de change et types de politique monétaire

Régimes de change (n pays)	Types de politique monétaire									
	A- Ancrage ou fixité du taux de change					B- Ciblage de la croissance des agrégats monétaires		C- Ciblage d'inflation	D- Autre	
	Dollar		Euro		Composite	Une autre monnaie				
Régime sans monnaie propre (3)	Timor-Oriental					Kiribati Tuvalu				
Caisse d'émission (6)	Djibouti Dominique ² Cuba ⁹	Sainte-Lucie ² St. Vincent et les Grenadines ² St. Kitts et Nevis ²								
Change fixe conventionnel(39)	Angola Bangladesh Barbade Cuba Érythrée Honduras Jordanie Malawi Maldives	Sierra Leone Salomon (Îles) Sri Lanka Trinidad and Tobago Vénézuéla Yémen Rwanda Mongolie	Bénin ⁴ Burkina Faso ⁴ Cap-Vert Centrafrique ⁵ Tchad ⁵ Comores Côte d'Ivoire ⁴	Guinée Eq. ⁵ Gabon ⁵ Guinée-Bissau ⁴ Mali ⁴ Niger ⁴ Sénégal ⁴ Togo ⁴	Maroc Samoa Tunisie	Bhoutan Lesotho Namibie Népal	Malawi Rwanda Sierra Leone			
Change glissant (2)	Éthiopie				Botswana					
Flottement géré (25)	Cambodge R.D.P. Lao Libéria Mauritanie Maurice Myanmar				Vanuatu		Afghanistan Burundi Gambie Guinée Haïti Jamaïque Kenya	Madagascar Mozambique Sao Tomé et Príncipe Soudan Tanzanie Ouganda	Pérou	Rép.Dom. Égypte Pakistan
Flottement libre	Cuba						Zambie			Congo Somalie

Source : FMI (2008) et banques centrales nationales.

⁹ Cuba a un régime trimonétaire dans lequel, à côté du peso cubain déprécié qui fluctue sur un marché interne de change par rapport au dollar, un quasi-currency board lié au dollar US et un peso convertible au taux de un pour un (Marques-Pereira et Thérêt, 2002).

² sont membres de l'Union monétaire des caraïbes orientales. ⁴ sont membres de l'UEMOA. ⁵ sont membres de la CEMAC.

Les Working Papers SMART – LERECO sont produits par l'UMR SMART et l'UR LERECO

- **UMR SMART**

L'Unité Mixte de Recherche (UMR 1302) *Structures et Marchés Agricoles, Ressources et Territoires* comprend l'unité de recherche d'Economie et Sociologie Rurales de l'INRA de Rennes et les membres de l'UP Rennes du département d'Economie Gestion Société d'Agrocampus Ouest.

Adresse :

UMR SMART - INRA, 4 allée Bobierre, CS 61103, 35011 Rennes cedex

UMR SMART - Agrocampus, 65 rue de Saint Briec, CS 84215, 35042 Rennes cedex

- **LERECO**

Unité de Recherche *Laboratoire d'Etudes et de Recherches en Economie*

Adresse :

LERECO, INRA, Rue de la Géraudière, BP 71627 44316 Nantes Cedex 03

Site internet commun : <http://www.rennes.inra.fr/smart/>

Liste complète des Working Papers SMART – LERECO :

<http://www.rennes.inra.fr/smart/Working-Papers-Smart-Lereco>

<http://econpapers.repec.org/paper/raewpaper/>

The Working Papers SMART – LERECO are produced by UMR SMART and UR LERECO

- **UMR SMART**

The « Mixed Unit of Research » (UMR1302) *Structures and Markets in Agriculture, Resources and Territories*, is composed of the research unit of Rural Economics and Sociology of INRA Rennes and of the members of the Agrocampus Ouest's Department of Economics Management Society who are located in Rennes.

Address:

UMR SMART - INRA, 4 allée Bobierre, CS 61103, 35011 Rennes cedex, France

UMR SMART - Agrocampus, 65 rue de Saint Briec, CS 84215, 35042 Rennes cedex, France

- **LERECO**

Research Unit *Economic Studies and Research Lab*

Address:

LERECO, INRA, Rue de la Géraudière, BP 71627 44316 Nantes Cedex 03, France

Common website: http://www.rennes.inra.fr/smart_eng

Full list of the Working Papers SMART – LERECO:

http://www.rennes.inra.fr/smart_eng/Working-Papers-Smart-Lereco

<http://econpapers.repec.org/paper/raewpaper/>

Contact

Working Papers SMART – LERECO

INRA, UMR SMART

4 allée Adolphe Bobierre, CS 61103

35011 Rennes cedex, France

Email : smart_lereco_wp@rennes.inra.fr

2013

Working Papers SMART – LERECO

UMR INRA-Agrocampus Ouest **SMART** (Structures et Marchés Agricoles, Ressources et Territoires)

UR INRA **LERECO** (Laboratoires d'Etudes et de Recherches en Economie)

Rennes, France
