



CENTRE D'ÉTUDES
ET DE RECHERCHES
SUR LE DÉVELOPPEMENT
INTERNATIONAL

SÉRIE ÉTUDES ET DOCUMENTS

Réformes et mobilisation des recettes en Afrique : les Administrations de recettes semi-autonomes (SARAs) sont-elles efficaces ?

André Gbato
Falapalaki Lemou
Jean-François Brun

Études et Documents n° 19
June 2018

To cite this document:

Gbato A., Lemou F., Brun J.-F. (2019) « Réformes et mobilisation des recettes en Afrique : les Administrations de recettes semi-autonomes (SARAs) sont-elles efficaces ? », *Études et Documents*, n° 19, CERDI.

CERDI
POLE TERTIAIRE
26 AVENUE LÉON BLUM
F- 63000 CLERMONT FERRAND
TEL. + 33 4 73 17 74 00
FAX + 33 4 73 17 74 28
<http://cerdi.uca.fr/>

The authors

André Gbato

PhD Student in Economics

Université Clermont Auvergne, CNRS, IRD, CERDI, F-63000 Clermont-Ferrand, France.

Email address: andre.gbato@etu.uca.fr

Falapalaki Lemou

PhD Student in Economics

Université Clermont Auvergne, CNRS, IRD, CERDI, F-63000 Clermont-Ferrand, France.

Email address: falapalaki.lemou@etu.uca.fr

Jean-François Brun

Professor

Université Clermont Auvergne, CNRS, IRD, CERDI, F-63000 Clermont-Ferrand, France.

Email address: j-francois.brun@uca.fr

Corresponding author: André Gbato



This work was supported by the LABEX IDGM+ (ANR-10-LABX-14-01) within the program “Investissements d’Avenir” operated by the French National Research Agency (ANR).

Études et Documents are available online at: <https://cerdi.uca.fr/etudes-et-documents/>

Director of Publication: Grégoire Rota-Graziosi

Editor: Catherine Araujo-Bonjean

Publisher: Mariannick Cornec

ISSN: 2114 - 7957

Disclaimer:

Études et Documents is a working papers series. Working Papers are not refereed, they constitute research in progress. Responsibility for the contents and opinions expressed in the working papers rests solely with the authors. Comments and suggestions are welcome and should be addressed to the authors.

Résumé

Nous étudions l'effet de la réforme des administrations de recettes semi-autonomes sur les recettes fiscales en Afrique subsaharienne. A partir d'un ensemble de données collectées sur 40 pays entre 1980 et 2010, nous constatons un effet diversifié sur le total des recettes fiscales hors ressources naturelles. A moyen terme, les administrations de recettes semi-autonomes ne mobilisent pas plus de recettes que les administrations traditionnelles et leur efficacité s'amenuise avec le temps. La principale conclusion est que les administrations de recettes semi-autonomes ne sont pas une panacée pour améliorer la mobilisation des recettes dans les pays africains.

Mots-clés

Réformes fiscales, Afrique, Mobilisation des recettes, Contrôle synthétique.

Abstract

Reforms and revenue mobilization in Africa: Are semi-autonomous revenue authorities (SARAs) effective?

We study effect of semi-autonomous revenue administration reform on tax revenues in sub-Saharan Africa. From a set of data collected on 40 countries between 1980 and 2010, we find a diversified effect on total non-resource tax revenue. In medium term, semi-autonomous revenue authorities don't collect more revenue than traditional administrations and their efficiency diminishes over time. The main conclusion is that semi-autonomous revenue administrations are not a panacea for improving revenue mobilization in Sub-Saharan African countries.

Keywords

Tax reforms, Africa, Revenue mobilization, Synthetic control.

JEL Codes

H2, O23, O55, C1.

1 Introduction

Les pays africains se sont engagés sur la voie de la libéralisation des échanges commerciaux afin de faciliter leur insertion dans l'économie mondiale. Mais ce changement d'orientation a eu pour conséquences des pertes de recettes (voir [Gbato, 2017](#)). Cette situation a fait de l'élaboration des politiques et des réformes fiscales susceptibles de contribuer efficacement à l'augmentation des recettes fiscales une priorité en Afrique.

Dans ce contexte, il est attendu de l'administration fiscale qu'elle joue un rôle déterminant, puisqu'une gestion efficace des impôts internes est indispensable à la progression des recettes de la fiscalité interne dans le cadre de la transition fiscale amorcée. Cependant, à l'instar de nombreux pays en développement, la faible capacité contributive de l'administration fiscale africaine a été pointée comme l'un des freins à la mobilisation des recettes. Selon [Von Haldenwang *et al.* \(2014\)](#), certaines administrations fiscales manquent d'infrastructures et de ressources humaines nécessaires pour s'acquitter des fonctions de base de la perception des recettes (tenue des registres fiscaux, traitement des déclarations fiscales, évaluation des passifs, collecte des taxes et redevances) et encore moins pour effectuer des tâches plus avancées, telles que l'audit ou le traitement des appels. Certains auteurs comme [Baer et Silvani \(1997\)](#) ou [Jenkins *et al.* \(1993\)](#) ont de ce fait soutenu la nécessité de modifier radicalement l'administration fiscale dans les pays en développement. Ainsi, de nombreux gouvernements ont mis en place des administrations de recettes semi-autonomes (SARAs) ces dernières années.

D'importants espoirs ont été placés sur cette réforme car, contrairement aux administrations fiscales traditionnelles, les SARAs jouissent d'un certain degré d'autonomie opérationnelle et financière par rapport au ministère des Finances en ce qui concerne le recrutement du personnel, les salaires, l'allocation budgétaire et l'organisation interne. Elles travaillent parfois à la commission, en gardant un pourcentage des fonds collectés pour se financer elles-mêmes ([Von Haldenwang *et al.*, 2014](#)). [Baer et Silvani \(1997\)](#) ou [Jenkins *et al.* \(1993\)](#) suggèrent que le fait de rendre l'administration fiscale plus « semblable à une entreprise » et sans les règles de financement et de personnel régissant le secteur public, réduirait la corruption, en mettant l'accent sur les budgets axés sur la performance et au système de rémunération. Ils estiment également que l'administration fiscale traditionnelle est inefficace, car les réglementations existantes en matière de budget et de personnel empêchent les gouvernements de se doter d'incitations appropriées pour les collecteurs d'impôts et limitent les prises de décisions quant à la manière dont le budget de cette administration est exécuté, ainsi qu'à la façon dont elle structure et organise le personnel. Dans la même visée, [Taliercio Jr \(2004\)](#) soutient que confier l'administration fiscale à un organisme indépendant, permet dépolitiser la collecte des impôts et de minimiser les risques que les responsables politiques annulent la réforme à une date ultérieure. Il pense que ce qui incite les politiciens à initier cette réforme, c'est la nécessité de s'engager de manière crédible envers les contribuables pour que l'agence de recouvrement des impôts soit plus compétente, efficace et plus équitable.

Cependant dans le cadre de la faible gouvernance qui caractérise les pays en développement, [Von Haldenwang *et al.* \(2014\)](#) admettent que les administrations fiscales n'ont pas accès aux informations dont elles ont besoin (registres fonciers, par exemple), elles sont exposées à la corruption et à des ingérences politiques.

Ils supposent que dans un tel contexte, même la réforme la mieux intentionnée risque d'être de courte durée ou d'échouer complètement. De son côté, [Manasan \(2003\)](#) pointe le fait que de nombreux pays qui ont connu un certain succès avec le modèle d'administrations semi-autonomes, aient vu leurs gains en termes de recettes avoir tendance à s'éroder après un certain temps. Ce constat nous amène donc à questionner l'efficacité des SARAs.

Le but de cette étude est donc d'évaluer l'efficacité des SARAs. Certes des études ont déjà analysé la question. Mais une grande part de ces études ont utilisé des analyses descriptives parfois avec un manque de données comparables ([Von Haldenwang et al., 2014](#)). De plus, peu d'études ont concerné l'Afrique Sub-Saharienne. Les quelques études empiriques existantes ont abouti à des résultats divergents. [Dom \(2018\)](#) et [Sarr \(2016\)](#) n'ont trouvé aucune preuve solide que les SARAs ont permis d'augmenter les recettes fiscales en Afrique. A l'opposé, [Ebeke et al. \(2016\)](#) ont trouvé un effet positif des SARAs sur le niveau des recettes fiscales. Ces divergences de résultats pourraient résulter aussi bien des échantillons utilisés que des méthodes d'inférence.

D'une part, [Dom \(2018\)](#) et [Sarr \(2016\)](#) n'ont pas opéré de distinction entre les recettes liées aux ressources naturelles et les recettes fiscales hors ressources. Pourtant les recettes liées aux ressources ont été identifiées comme déterminantes pour la mobilisation des recettes hors ressources (voir [Brun et al., 2015](#)). De plus, les recettes tirées des ressources sont fortement affectées par la volatilité des prix internationaux des produits de base et la responsabilité de leur collecte est fréquemment partagée par plusieurs ministères ou agences ; l'exclusion de ces revenus permet de mieux saisir l'impact de chaque réforme étudiée sur les efforts de mobilisation des recettes fiscales nationales. En outre, la taxation des ressources naturelles soulève des problèmes d'économie politique fondamentalement différents de ceux soulevés par les taxes dont l'incidence concerne les particuliers ([Ebeke et al., 2016](#)). D'autre part, [Ebeke et al. \(2016\)](#) n'ont pas tenu compte de l'existence des facteurs communs inobservés dans leur analyse. Ces facteurs peuvent être des chocs mondiaux tels que la récente crise financière, les crises pétrolières, la chute des cours des matières premières ou des retombées locales suivant des canaux déterminés par des liens culturels, historiques ou géographiques ([Chudik et al., 2011](#)). Les facteurs communs inobservés entraînent un important biais dans l'estimateur du contrôle synthétique utilisé par [Ebeke et al. \(2016\)](#). En effet, l'estimateur n'arrive pas à reconstituer le poids des facteurs inobservés ([Ferman et Pinto, 2016](#)). Cette situation entraîne un biais dans la constitution du contrefactuel. De plus, la procédure d'inférence utilisée par [Ebeke et al. \(2016\)](#) pourrait souffrir d'un biais qui affecterait sa robustesse. L'une des conséquences de ce biais est que l'impact analysé risque d'être quasiment toujours significatif ([Ferman et Pinto, 2017](#)).

Nous avons recours à la méthode du contrôle synthétique créée par [Abadie et Gardeazabal \(2003\)](#) et [Abadie et al. \(2010\)](#). Notre étude se distingue des précédentes en s'appuyant sur de récents développements concernant l'estimateur du contrôle synthétique pour les petits échantillons (Voir [Ferman et Pinto, 2016, 2017](#) ; [Firpo et Possebom, 2017](#)). Ceci nous permet de dégager un robuste effet dynamique des SARAs pour chaque pays concerné en Afrique. Nous avons aussi recours à la récente base de données sur les recettes fiscales construite par [Mansour et al. \(2014\)](#) qui opère la distinction entre les recettes liées aux ressources et les recettes hors ressources.

2 Revue de littérature

2.1 Arguments Théoriques

De nombreux travaux ont montré que les SARAs pourraient mobiliser plus de recettes que les administrations fiscales conventionnelles (voir [Mann, 2004](#); [Taliercio Jr, 2004](#); [Von Haldenwang *et al.*, 2014](#)). Leurs affirmations reposent essentiellement sur deux arguments. Le premier argument suggère que les caractéristiques particulières¹ des SARAs devraient pallier l'inefficience des administrations fiscales traditionnelles. [Taliercio Jr \(2004\)](#) a soulevé le fait que l'autonomie dont dispose les SARAs puisse résoudre les problèmes d'administration et de gouvernance d'entreprise, et permettre une administration des recettes juste et efficace. Il montre que la performance en termes de mobilisation s'est avérée bien meilleure au sein des SARAs jouissant d'une plus grande autonomie. Pour [Mann \(2004\)](#), l'autonomie de gestion du personnel peut être l'élément le plus important que les SARAs apportent à l'administration fiscale. Il estime que la flexibilité d'embaucher, de transférer en interne et de sanctionner efficacement le personnel dans les SARAs est essentielle. En effet, placer des personnes compétentes aux bons postes génère un effet rétroactif sur tous les autres processus qui doivent être réformés au sein de l'organisme en charge de la collecte. En d'autres termes, les changements seront mis en place plus efficacement et mis en œuvre par un personnel motivé. Dans la même visée, [Von Haldenwang *et al.* \(2014\)](#) suggèrent qu'un certain nombre de caractéristiques des SARAs pourraient promouvoir une meilleure mobilisation des recettes fiscales, à savoir :

- l'autonomie en termes de dotation en personnel et de développement des ressources humaines, devrait conduire à la sélection d'un personnel mieux qualifié et mieux rémunéré.
- une organisation interne permettant aux SARAs de traiter les problèmes les plus pressants avec souplesse à tout moment.
- contrairement à de nombreuses administrations fiscales conventionnelles, les SARAs suivent un modèle de gestion basé sur les résultats, qui comprend un objectif et un suivi des objectifs de recettes.
- un mécanisme de financement permettant aux SARAs de retenir un pourcentage des fonds collectés pour se financer (modèle de commission) les incite davantage à percevoir des recettes.

[Von Haldenwang *et al.* \(2014\)](#) notent aussi que l'argument fondé sur les spécificités des SARAs sous-entend implicitement des améliorations à long terme résultant de changements durables dans la structure d'incitation et les attentes du côté des contribuables et celui des collecteurs de recettes. Dans cette perspective, les recettes mobilisées par les SARAs devraient connaître une croissance positive sur une longue période.

Le second argument suppose que les changements dans l'organisation de la collecte devraient permettre aux SARAs d'avoir un impact positif sur la mobilisation des recettes. Cet argument soutient que la création d'une SARA entraîne une rupture avec les routines inefficaces ou illégales et renforce l'évaluation de la responsabilité et la collecte coercitive. Un accroissement de recettes dans ce contexte devrait donc découler d'une modification des évaluations et des attentes en matière de risques pour les contribuables ([Von Haldenwang *et al.*, 2014](#)). Il est aussi possible

1. Voir [Mann, 2004](#) et [Von Haldenwang *et al.* \(2014\)](#) pour un résumé complet des caractéristiques des SARAs.

d'envisager à ce niveau que l'accroissement des recettes puisse être dû à un effet de surprise. En effet, à la création d'une nouvelle SARA, les individus ignorent les mécanismes de fonctionnement et sont relativement plus facilement captés par la nouvelle structure.

Mais en dépit de tous ces arguments évoqués, les SARAs pourraient, contrairement aux attentes, ne pas être différentes des administrations fiscales traditionnelles sur le plan de l'efficacité. Les arguments en faveur des SARAs peuvent avoir des limites qui pourraient écourter, voire annuler l'effet durablement positif attendu. Dans un premier temps, les coûts de passage d'une administration traditionnelle à une SARA et les délais nécessaires au bon fonctionnement de cette dernière pourraient être importants. Ceci pourrait avoir pour conséquence la ponction d'une part non négligeable des recettes. Cette situation pourrait aussi causer une baisse d'efficacité dans la collecte avec des conséquences sur l'équilibre budgétaire. Par ailleurs, dans un environnement institutionnel faible, la réforme des SARAs a peu de chances d'atteindre les objectifs escomptés. D'ailleurs, sur ce point, [Mann \(2004\)](#) admet que les institutions sont primordiales aux réformes et que les SARAs ne constituent pas une panacée. Les améliorations peuvent être temporaires et les anciennes lacunes peuvent resurgir après une amélioration provisoire. Le cas de l'Ouganda évoqué par [Taliercio Jr \(2004\)](#) en est la preuve. En effet, la SARA de l'Ouganda établie entre 1991 et 1992, n'a pas été en mesure de consolider son registre des contribuables. Elle n'a pas non plus été en mesure de renforcer son système d'identification² des contribuables en le purgeant des entrées inactives en raison de problèmes liés à la corruption.

Concernant les spécificités des SARAs, [Mann \(2004\)](#) reconnaît aussi que l'autonomie n'est en aucun cas suffisante pour garantir leur l'efficacité comparativement à l'administration fiscale traditionnelle. Il admet que des inefficiences peuvent persister sans une refonte complète des procédures et processus internes et un cadre de réglementation et de responsabilisation renforcé qui relie la SARA à d'autres institutions du secteur public et au secteur privé (y compris le contribuable). Selon [Mann \(2004\)](#), des conflits personnels entre le Ministre des Finances et le responsable de la SARA et / ou entre le conseil d'administration de la SARA et son responsable pourraient aussi entraver la durabilité du modèle des SARAs.

Quant à l'effet du changement organisationnel, il peut être également remis en cause au moins à moyen terme si les contribuables manquent de civisme fiscal. Cette hypothèse peut être renforcée, si la capacité d'adaptation des individus est prise en compte. En effet, après quelques années, la corruption redevient souvent un problème grave ([Mann, 2004](#)). Les individus pourraient désormais s'y adapter et arriver à éluder l'impôt. Dans ce contexte l'argument fondé sur l'effet du changement organisationnel devrait plutôt être de courte durée.

2.2 Quelques évidences empiriques

[Von Haldenwang et al. \(2014\)](#), à partir des résultats d'une analyse de panel de recouvrement des impôts locaux au Pérou entre 1998 et 2011, trouvent que les municipalités recueillent plus de recettes avec les SARAs comparativement aux administrations fiscales traditionnelles. Les résultats indiquent également que les recettes locales sont plus stables dans les municipalités avec SARAs, ce qui est

2. Ce système dénommé « TIN » vise à attribuer un numéro d'identification unique à chaque contribuable.

bon pour la politique budgétaire et de planification.

[Ahlerup *et al.* \(2015\)](#) étudient l'effet de la TVA et des SARAs sur les recettes fiscales en Afrique subsaharienne à partir d'un échantillon de 47 pays sur la période 1980-2010. Ils trouvent que la TVA n'a aucun effet sur les recettes fiscales totales, ni à court terme ni à long terme et que les SARAs entraînent une hausse des recettes fiscales à court et à moyen termes, mais l'effet se dissipe avec le temps.

[Sarr \(2016\)](#) utilise la méthode de contrôle synthétique sur un panel d'un ensemble de données couvrant 74 pays en développement sur la période 1980-2010 et trouve des résultats divergents. Sur les vingt pays étudiés, cinq SARAs (Argentine, Bolivie, Guyane, Malawi, et Afrique du Sud) semblent avoir enregistré de meilleures performances comparativement aux administrations traditionnelles du Ministère des Finances en termes de collecte. En Colombie, Guatemala, Rwanda, Ouganda et Zimbabwe, les effets des SARAs sont ambigus, alors que dans six pays (Kenya, Mexique, Pérou, Tanzanie, Venezuela, Zambie), les SARAs semblent avoir enregistré de pires performances en termes de mobilisation, laissant penser que les résultats seraient meilleurs avec les administrations fiscales traditionnelles.

[Ebeke *et al.* \(2016\)](#) ont analysé l'impact de trois réformes en Afrique Sub-Saharienne : TVA, Unités des grandes entreprises et SARAs. A partir d'un échantillon de 41 pays d'Afrique Sub-Saharienne sur la période 1980-2010, les auteurs évaluent les impacts de ces trois réformes sur les recettes fiscales hors ressources en utilisant la méthodologie d'appariement par score de propension (PSM) et la méthode de contrôle synthétique (SCM). Ils concluent que les réformes de TVA et de SARAs ont, sans grande ambiguïté, un important effet positif sur les recettes fiscales hors ressources, tandis que l'effet de la réforme des grandes entreprises est insignifiant. Ils concluent également que la TVA et la SARA présentent une certaine synergie, et que leurs effets positifs se renforcent plusieurs années après leur adoption. Enfin, [Dom \(2018\)](#) dans une analyse basée sur 46 pays sur la période 1980-2015, ne trouve aucune preuve solide qui induit une amélioration de la performance des recettes avec les SARAs.

3 Méthodologie

3.1 Estimateur du Contrôle synthétique

Dans cette section, nous présentons la méthodologie utilisée dans notre étude. Evaluer l'impact d'une réforme nécessite de comparer l'output de cette réforme à celui obtenu sans la réforme. Mais l'output sans la réforme étant inobservable, il est nécessaire d'estimer une situation contrefactuelle qui aurait été mesurée en l'absence de la réforme. Cette approche s'inscrit dans le cadre d'analyse classique de [Rubin \(1974\)](#) qui définit l'effet de la politique publique comme l'écart entre cette situation contrefactuelle et la situation réellement observée pour l'unité traitée.

Pour estimer la situation contrefactuelle, une approche a été récemment mise en œuvre pour les études comparatives. Il s'agit de la méthode de contrôle synthétique développée par [Abadie et Gardeazabal \(2003\)](#) et étendue par [Abadie *et al.* \(2010\)](#), et [Abadie *et al.* \(2015\)](#). Cette méthode présente plusieurs avantages par rapport à de nombreuses autres méthodes d'études comparatives. Premièrement, une combinaison pondérée d'états de contrôle fournit une comparaison bien meilleure avec l'état traité qu'un état de contrôle unique ([Abadie *et al.*, 2010](#)). Deuxièmement, la contribution relative de chaque état dans le groupe de contrôle synthétique peut

être déterminée (Abadie *et al.*, 2010). Troisièmement, cette procédure permet de déterminer s’il existe des différences en ce qui concerne la variable d’intervention et les autres variables prédictives entre l’état traité et le groupe témoin (Abadie *et al.*, 2010). En raison de ces avantages, la procédure de contrôle synthétique a été utilisée dans plusieurs études examinant les effets des politiques publiques, des lois et des chocs exogènes sur diverses mesures de résultats (Kreif *et al.*, 2016; Abadie *et al.*, 2015, 2010; Abadie et Gardeazabal, 2003). De manière précise, la méthode de contrôle synthétique construit un contrefactuel grâce à une combinaison pondérée de pays de contrôle potentiels (pays sans la réforme), de manière à se rapprocher des caractéristiques les plus pertinentes du pays concerné par la réforme. L’effet de traitement pour chaque unité traitée est la différence de résultats entre la situation observée chez l’unité traitée et son contrefactuel (Abadie *et al.*, 2015, 2010; Nonnemaker *et al.*, 2011; Kreif *et al.*, 2016). Dans le cadre de l’évaluation des SARAs, si on suppose qu’il y a $i = 1, \dots, n$ pays ayant adopté la réforme, et T périodes d’observation, où $t = 1, \dots, T_0$ est la période avant la réforme et $t = T_0 + 1, \dots, T$ est la période après l’adoption de la réforme, Tax_{it}^1 et Tax_{it}^0 les indicateurs de résultat pour l’unité i à la période t , respectivement avec et sans traitement, la situation en l’absence de traitement peut s’écrire sous cette forme (Abadie *et al.*, 2010) :

$$Tax_{it} = \beta X_{it} + \theta_i \mu_i + \tau_t + \epsilon_{it} \quad (1)$$

où X_{it} est un vecteur de covariables observées par territoire qui varient dans le temps, μ_i représente les caractéristiques inobservées fixes dans le temps pour un territoire i mais dont l’effet θ_i peut varier au cours du temps, τ_t représente les effets temporels communs à tous les territoires et ϵ_{it} des chocs transitoires inobservés. En supposant l’existence de $j(2, \dots, j+1)$ unités de contrôle et X_{it}^0 et X_{it}^1 des covariables déterminantes pour les recettes mesurées à la fois pour les pays qui subissent la réforme et les pays de contrôle, l’effet de l’intervention publique (le traitement) au temps t pour l’unité traitée i peut s’écrire :

$$\delta_{it} = Tax_{it}^1 - \sum_{j=2}^{j+1} w_j^* Tax_{it}^0 \quad (2)$$

où w_j^* est un ensemble de poids non négatifs dont la somme est égale 1 et qui permet de minimiser la distance, avant le traitement, entre l’unité traitée et les unités potentielles contrôles. Le poids w_j est choisi tel que :

$$w_j^* = \operatorname{argmin} (X_{it}^1 - X_{it}^0 w)' V (X_{it}^1 - X_{it}^0 w) \quad (3)$$

Où X_{it}^1 désigne un vecteur ($k \times 1$) des covariables du pays traité avant l’intervention, qui peut inclure des périodes spécifiques de recettes fiscales avant l’intervention, et X_{it}^0 désigne une matrice ($k \times J$) des mêmes variables pour les pays n’ayant pas appliqué la réforme. La matrice V symétrique et définie positive pondère l’importance relative des diverses covariables incluses dans X . Plusieurs méthodes peuvent être utilisées pour déterminer W et V , mais nous suivons la recommandation d’Abadie *et al.* (2010) qui consiste à choisir W et V tels qu’ils minimisent le RMSPE (Root Mean Square Prediction Error) de la variable de résultat pour les périodes avant le traitement. Ferman et Pinto (2016) suggèrent une mesure alternative à savoir l’indice d’erreur quadratique moyen normalisé avant

traitement afin d'évaluer la qualité globale de l'ajustement avant le traitement. L'utilisation de cet indice plutôt que le RMSPE présente l'avantage de normaliser le RMSPE, ce qui permet de comparer l'ajustement entre la méthode de contrôle synthétique selon différentes variables de résultat et différents pays. Un deuxième avantage est que cette approche fournit une valeur qui rend l'évaluation de la qualité de l'ajustement très intuitive. Enfin, le dernier avantage est que cet indice est temporellement invariant. Nous utilisons donc cette mesure dans l'analyse. Concrètement elle se présente comme suit :

$$\tilde{R}^2 = 1 - \frac{\sum_1^{T_0} (Tax_{1t} - \widehat{Tax}_{1t}^N)^2}{\sum_1^{T_0} (Tax_{1t} - \overline{Tax}_{1t})^2} \quad (4)$$

Avec \widehat{Tax}_{1t}^N l'effet placebo estimé et $\overline{Tax}_{1t} = \frac{\sum_1^{T_0} Tax_{1t}}{T_0}$. [Ferman et Pinto \(2016\)](#) ont démontré que l'estimateur du contrôle synthétique peut être biaisé. En effet, l'estimateur pourrait ne pas reconstituer le poids des facteurs inobservés, même lorsque le nombre de périodes de prétraitement va à l'infini. Pour corriger ce biais, ils suggèrent, pour les différentes variables de chaque unité, de soustraire la moyenne de la période de prétraitement. Ils démontrent que cette procédure produit des résultats identiques à l'estimateur de contrôle synthétique classique, lorsque l'output après le traitement n'est pas corrélé aux facteurs communs. Cependant, lorsque la corrélation de l'output et des facteurs communs inobservés est effective, cette correction produit de bien meilleurs résultats, surtout lorsque le nombre d'unités de contrôle est faible. Nous pensons que cette procédure est adaptée à nos données. D'abord parce que notre échantillon de groupe de contrôle est de 22 pays, ce qui est relativement faible. Ensuite, parce que [Gbato \(2017\)](#)³ a détecté la présence de facteurs communs inobservés dans les variables fiscales africaines.

3.2 Inférence

Etant donné le faible nombre de pays dans notre échantillon et l'absence de randomisation, il n'est pas possible d'employer les méthodes classiques d'inférence statistique. [Abadie et al. \(2015\)](#) proposent une procédure d'inférence pour les petits échantillons basée sur un test placebo. Ils cherchent à déterminer si l'effet estimé de l'intervention pour l'unité traitée est plus important que celui des unités non exposées à l'intervention, lorsque la méthode de contrôle synthétique est appliquée à chacune des unités du groupe de contrôle. Si l'effet estimé de l'intervention pour l'unité traitée est inférieur aux effets placebos, alors l'intervention n'a en réalité pas eu d'effet pertinent ([Abadie et al., 2015](#)). Formellement, pour chaque pays $i \in 1, \dots, J + 1$ et $t \in T_0, \dots, T$, [Abadie et al. \(2015\)](#) comparent l'effet de l'intervention dans le pays traité, δ_{1t} , à l'effet de l'intervention dans les pays du groupe de contrôle δ_{it} . Pour détecter si l'effet estimé pour δ_{1t} est plus important que δ_{it} pour certaines périodes, ils suggèrent d'utiliser la distribution de la statistique suivante :

$$RMSPE_i = \frac{\sum_{t=T_0+1}^T (Tax_{1t} - \widehat{Tax}_{it}^N)^2 / (T - T_0)}{\sum_{t=1}^{T_0} (Tax_{1t} - \widehat{Tax}_{it}^N)^2 / T_0} \quad (5)$$

3. Il a utilisé pour cela le test de [Pesaran \(2015\)](#)

En outre, ils proposent de calculer une P-value :

$$P = \frac{\sum_{i=1}^{J+1} D_i}{J+1} \quad (6)$$

Où D_i est égale à 1 si $RMSPE_i \geq RMSPE_1$. [Abadie et al. \(2015\)](#) recommandent de rejeter l'hypothèse nulle d'absence d'effet, au seuil de probabilité de 10%. [Firpo et Possebom \(2017\)](#) affirment cependant que la manière dont la P-value est conçue dans l'équation (6) suppose implicitement une distribution uniforme de la probabilité d'être traité. Cependant, si les vraies probabilités d'assignation de l'intervention associées à chaque unité diffèrent de la distribution uniforme discrète supposée par [Abadie et al. \(2015\)](#), la P-value est biaisée. Par conséquent, le test basé sur la probabilité uniforme d'assignation de la réforme sera biaisé ([Firpo et Possebom, 2017](#)). [Firpo et Possebom \(2017\)](#) proposent donc une extension de la procédure d'inférence reposant sur une forme paramétrique de probabilités de traitement, pour $\bar{i} \in \Omega : (1), \dots, (J+1)$, tel que $RMSPE_{(1)} > RMSPE_{(2)} > \dots > RMSPE_{(J+1)}$ pour toutes les assignations possibles de traitement placebo, avec $RMSPE_{(\bar{i})} = RMSPE^{(obs)}$ la statistique de test observée. S'il y a plus d'un $i' \in \Omega$ avec cette propriété, [Firpo et Possebom \(2017\)](#) proposent de choisir le plus grand. Ils définissent les probabilités de faire face au traitement comme :

$$\pi_{(i)}(\phi) = \frac{\exp(\phi \vartheta_{(i)})}{\sum_{i' \in \Omega} \exp(\phi \vartheta_{(i')})} \quad (7)$$

Où $\phi \in R_+$ est le paramètre de sensibilité et $\vartheta_{(i)} \in (0, 1)$ pour chaque $i' \in \Omega$. Cela fournit un moyen intuitif d'analyser la sensibilité du paramètre aux écarts par rapport à l'hypothèse de distribution uniforme. Par exemple, l'interprétation de ϕ est comme suit : une unité $i_{(1)} \in \Omega$ avec $\vartheta_{(i1)} = 1$ a $\Phi = \exp(\phi)$ fois une probabilité plus élevée d'être traitée que l'unité $i_{(2)} \in \Omega$ avec $\vartheta_{(i2)} = 0$ ([Firpo et Possebom, 2017](#))⁴. En raison de l'équation (7), ils utilisent la formule suivante pour calculer la P-value :

$$p_{(\phi, \vartheta)} = \sum_{i \in \Omega} \frac{\exp(\phi \vartheta_{(i)})}{\sum_{i' \in \Omega} \exp(\phi \vartheta_{(i')})} D_i \quad (8)$$

Où D_i égale 1 si $(RMSPE_{(i)} \geq RMSPE_{\bar{i}})$ et $\vartheta = (\vartheta_1, \dots, \vartheta_{J+1})$. Cela nous permet de rejeter l'hypothèse nulle exacte si $p_{(\phi, \vartheta)}$ est inférieure à un niveau de signification pré-spécifié. Dans la section empirique ci-dessous, nous utilisons l'approche de [Firpo et Possebom \(2017\)](#). Etant donné le fait que $(J+1) = 24$ pour chaque pays traité dans notre étude, nous fixons le seuil de significativité à $\frac{3}{24} = 0.125 \approx 0.1$ qui correspond au seuil de significativité recommandé par [Abadie et al. \(2015\)](#). Nous utilisons en outre l'intervalle de confiance proposé par [Firpo et Possebom \(2017\)](#). En effet, les auteurs fournissent les fondements théoriques pour la construction de l'intervalle de confiance avec des effets d'intervention constants ou linéaires dans le temps. Pour l'impact linéaire, ils supposent que :

$$H'_0 : Tax_{it}^1 = Tax_{it}^N + (\hat{c} \times (t - T_0)) D_t \quad (9)$$

4. Voir la section 3 dans [Firpo et Possebom \(2017\)](#) pour plus de détails.

Pour chaque $i \in (1, \dots, J + 1)$ et chaque période temporelle $t \in 1, \dots, T$, où D_t est égale à 1 si $t \geq T_0 + 1$ et $\hat{c} \in R$. Ils définissent l'intervalle de confiance (CI) comme suit :

$$CI_{(1-\gamma)}(\phi, \vartheta) = \{f \in R^{(1, \dots, T)} : f(t) = \left(RMSPE^{\hat{c}} \times (t - T_0) \right) \times D_t \text{ et } p^{\hat{c}}(\phi) > \gamma\} \quad (10)$$

Où $\gamma \in (0, 1) \subset R$. Sous l'hypothèse H_0 d'un effet nul, l'intervalle de confiance renferme les effets estimés pour lesquels H_0 ne peut être rejeté. Dans cette étude nous nous focalisons sur l'effet linéaire dans le temps des SARAs. Nous pensons aussi que les intervalles de confiance sont utiles, car ils nous permettront de tester les deux hypothèses tirées de la revue de littérature précédente :

H1 : les SARAs favorisent une meilleure mobilisation des recettes comparativement aux administrations fiscales traditionnelles.

H2 : les SARAs ont un impact durable sur la mobilisation des recettes fiscales.

4 Données

Les recettes fiscales hors ressources naturelles constituent la variable de résultat. Elles ont été tirées des travaux de [Mansour et al. \(2014\)](#) et sont exprimées en pourcentage du PIB. Les covariables captant les caractéristiques de la période de prétraitement sont tirées de la littérature sur les déterminants des recettes. Il s'agit du PIB par habitant, de la valeur ajoutée du secteur agricole et du secteur industriel, de la part des ressources naturelles dans le PIB que nous mesurons par les rentes, les exportations, les importations, l'aide étrangère et la taille de la population. Une liste de toutes les variables utilisées dans l'analyse est fournie dans le tableau 3, ainsi que leurs sources.

Notre échantillon de départ est un ensemble de données de panel couvrant 40 pays africains pour la période 1980-2010. Parmi ces pays, 17 ont adopté la réforme des SARAs. Le tableau 4 en annexe présente la liste des pays ayant mis en place une SARA ainsi que l'année d'adoption de la réforme. Afin de constituer notre échantillon d'analyse, il nous faut prendre en compte certaines considérations. La première considération est relative aux conditions d'inférence. Il est important que la période de prétraitement ne soit pas petite, pour éviter le risque de biais dans la distribution marginale de la statistique évoqué par [Ferman et Pinto \(2017\)](#). Parmi les pays traités, il apparaît que seul le Ghana a une période de prétraitement faible (5 ans). Nous retirons donc le Ghana de l'échantillon. Nous retirons également le Burundi des pays traités. Nous considérons que le Burundi peut être intégré au groupe de contrôle étant donné que la réforme a été adoptée à la dernière année disponible de notre échantillon. Par ailleurs, nous retirons le Zimbabwe pour raisons de la faible fiabilité des données de ce pays sur la période considérée.

La deuxième considération est relative à l'horizon d'observation de l'effet de la réforme. [Sarr \(2016\)](#) a conservé les pays qui ont mis en place la réforme avant l'année 2000 afin de disposer d'au moins dix ans de post-traitement pour évaluer non seulement l'impact à court terme, mais également l'impact à moyen terme de la réforme. Nous pensons que cette méthodologie permet effectivement de tester si les SARAs ont un effet durable. Toutefois, étant donné que notre étude est circonscrite à l'Afrique subsaharienne, cette approche amène à abandonner certains pays, ce qui entraîne une perte importante d'informations pertinentes pour tester

l'effet de la réforme. Nous décidons donc de conserver tous les pays à l'exception du Ghana et du Zimbabwe.

La dernière considération concerne la mise en œuvre du contrôle synthétique. Le contrôle synthétique nécessite que le panel soit parfaitement équilibré pour la variable dépendante. Si cette condition n'est pas respectée, l'estimation ne peut pas s'exécuter. Dans nos données, le Congo démocratique, la Namibie et le Tchad enregistrent des gaps pour les recettes fiscales. Pour le Congo démocratique, ce gap concerne les dix premières années (1980-1989). Concernant la Namibie et le Tchad, seulement les trois premières années sont concernées par ce gap (1980-1982). Une solution serait d'exclure ces pays de l'échantillon. Toutefois, nous pensons que ceci entraînerait une perte importante d'information. Nous contournons ce problème en remplaçant les données fiscales manquantes par leurs valeurs prédites par les variables de contrôle en rajoutant un trend. Finalement, notre groupe de traitement comprend 14 pays et notre groupe de contrôle 24 pays.

Les tableaux 5, 6 et 7 présentent l'évolution des recettes respectivement pour les pays à faibles revenus, les pays à revenu intermédiaire inférieur et supérieur. Les chiffres surlignés en jaune marquent le niveau moyen des recettes sur le quinquennat au cours duquel la SARA a été établie. L'observation de cette évolution laisse entrevoir deux faits. D'abord, les pays qui ont des SARAs n'ont pas connu les mêmes expériences après la réforme. À court terme⁵, sur les quatorze pays qui ont mis en place une SARA, cinq pays ont connu une hausse moyenne de leurs recettes par rapport au niveau moyen des recettes lors de la mise en place des SARAs. L'Éthiopie, le Malawi, le Rwanda et l'Ouganda, par exemple, ont respectivement observé une hausse de 2.4%, de 2.6%, 1.8% et de 3% du PIB. À l'opposé, la Tanzanie, le Kenya et l'Afrique du Sud ont connu des baisses respectives de leurs recettes de -0.01%, -1.06% et -0.53% du PIB. Toujours par rapport à la période d'adoption de la réforme, le niveau des recettes a connu une hausse dans la dernière période dans les pays avec des SARAs à l'exception de l'Éthiopie et la Zambie. Ces deux derniers, ont en effet connu un recul de leurs recettes respectivement de -0.44% et de -2.62% du PIB. Ces divergences de résultats ne permettent pas de trancher aussi bien sur l'effet de court terme que celui de moyen terme des SARAs.

Ensuite, certains pays n'ayant pas de SARAs ont des résultats aussi intéressants que ceux ayant mis en place la réforme. Ceci se constate aisément à partir des résultats surlignés en vert. En effet, les statistiques montrent que des pays comme le Burundi, le Bénin, le Burkina, la Côte d'Ivoire, le Cap vert ou même la Namibie arrivent à mobiliser des recettes aussi importantes que celles des pays avec des SARAs. Ces résultats laissent penser que les SARAs ne seraient pas plus efficaces que les administrations conventionnelles en termes de mobilisation des recettes. Cette hypothèse sera vérifiée dans notre analyse empirique.

5. Nous désignons le court terme comme la période suivant directement le quinquennat au cours duquel la réforme a été exécutée. Toutefois il faut noter que la dernière période est de six années.

5 Résultats

5.1 Effet de la Réforme

Cette section présente les résultats des 14 cas qui ont été analysés. Dans un premier temps nous supposons que l'estimateur du contrôle synthétique n'est pas biaisé. Cette hypothèse nous permet d'appliquer l'estimateur classique du contrôle synthétique d'[Abadie et al. \(2010, 2015\)](#). Dans un second temps, nous admettons la possibilité d'un biais dans le contrôle synthétique. Ainsi, pour chaque variable, nous retirons la moyenne de prétraitement conformément à l'approche de [Ferman et Pinto \(2016\)](#). Nous choisissons ensuite les résultats à retenir à l'aide des critères de qualité d'ajustement (RMSPE et \tilde{R}^2). Les résultats obtenus sont résumés dans les tableaux 1. Notons qu'en plus des covariables, nous avons utilisé la première et la dernière année des recettes fiscales disponibles avant le traitement comme prédicteurs. [Sarr \(2016\)](#) a utilisé une méthodologie similaire. Cette modélisation est en accord avec les recommandations de [Kaul et al. \(2015\)](#). De plus, ceci aide à contrôler la qualité d'ajustement du modèle.

Tableau 1 – contrôle synthétique classique vs contrôle synthétique sans biais

Pays traités	Contrôle synthétique		Contrôle synthétique sans biais	
	\tilde{R}^2	RMSPE	\tilde{R}^2	RMSPE
Botswana	0,26	0,27	0,67	0,22
Ethiopie	0,57	0,14	0,74	0,14
Gambie	0,16	0,13	0,71	0,14
Kenya	0,5	0,1	0,74	0,07
Lesotho	0,5	0,14	0,73	0,10
Maurice	0,19	0,09	0,71	0,10
Malawi	0,5	0,14	0,75	0,12
Rwanda	0,58	0,2	0,71	0,19
Sierra Leone	0,16	0,43	0,66	0,40
Tanzanie	0,39	0,13	0,67	0,12
Ouganda	0,17	0,5	0,27	0,48
Afrique du Sud	-1,27	0,1	0,81	0,06
Zambie	0,43	0,08	0,58	0,07

Globalement, il apparait que l'approche de [Ferman et Pinto \(2016\)](#) améliore la qualité prédictive du contrôle synthétique. En effet, nous constatons que le \tilde{R}^2 des variables transformées est nettement plus important que celui des variables originales. De plus, le *RMSPE* des variables transformées est toujours inférieur ou égale à celui des variables originales. Ces résultats numériques se vérifient aussi graphiquement sur les figures 1, 2, 3 et 4. Les lignes continues représentent l'évolution réelle des recettes, tandis que les tirets indiquent la situation contrefactuelle. Il apparait que pour la période de prétraitement, le contrefactuel est relativement plus proche de la situation réelle, lorsque les variables sont transformées. Sur la base de ces constats nous interpréterons uniquement les résultats des variables transformées.

Les résultats retenus peuvent être classés en 3 groupes en fonction de leur degré de satisfaction aux exigences du contrôle synthétique à savoir «l'équilibre» et «l'ajustement» de la période de prétraitement. Il n'existe pas de seuil de significativité

clairement établi pour aider à l'appréciation de l'ajustement de prétraitement. Par conséquent, notre classification des résultats en fonction de la manière dont ils satisfont aux exigences du contrôle Synthétique est inévitablement subjective dans une certaine mesure. Nous classons dans le premier groupe les pays dont le $RSMPE$ est inférieur ou égale à 0.2⁶ et le \tilde{R}^2 supérieur ou égale à 0.5. A l'exception du Botswana, de la Sierra Leone et de l'Ouganda, tous les pays traités peuvent être inclus dans ce groupe.

Dans le second groupe, nous considérons les pays pour lesquels l'une des mesures de qualité, c'est à dire, le RMSPE ou le \tilde{R}^2 , n'est pas conforme aux critères définis plus haut. Il s'agit ici essentiellement du Botswana et de la Sierra Leone qui affichent un \tilde{R}^2 en dessous de 0.5 et un $RMSPE$ supérieur à 0.2. Enfin, le dernier groupe concerne l'Ouganda qui ne remplit aucun des critères définis. Il affiche un \tilde{R}^2 en dessous de 0.5 et un $RMSPE$ supérieur à 0.2. Ces résultats nous amènent à penser que le risque d'erreur dans l'identification de l'impact de la réforme devrait être faible pour tous les pays traités à l'exception du Botswana, de la Sierra Leone et de l'Ouganda. Ceci dit, étant donné la pertinence du \tilde{R}^2 par rapport au $RMSPE$, nous considérerons les résultats de du Botswana et de la Sierra Leone dans l'analyse. Par contre, nous n'interpréterons pas les résultats l'Ouganda. Par ailleurs, pour faciliter l'interprétation des résultats, nous utilisons directement l'effet estimé, c'est à dire la différence entre la variable réelle et le contrefactuel. Les figures 5 et 6 présentent l'évolution de l'effet estimé. La ligne verticale représente l'année d'adoption de la réforme. La zone bleue représente l'impact au cours des cinq premières années, à partir de l'adoption de la réforme. Quant à la zone verte, elle couvre l'effet sur la période suivant le premier quinquennat post réforme. Les effets moyens pour ces différentes périodes, ainsi que l'effet moyen post réforme total sont résumés dans le tableau 2.

Nous examinons la significativité des effets estimés grâce au test placebo défini en amont, pour vérifier que les effets estimés sont inhabituels. Autrement dit, aucun effet similaire ne se retrouve dans aucun autre pays témoin. Nous traitons chaque pays du groupe des pays témoins comme un pays ayant adopté la réforme. Nous comparons ensuite les effets placebos estimés à celui du pays traité. Nous utilisons la statistique de [Firpo et Possebom \(2017\)](#). Nous utilisons un seuil de significativité de $\frac{3}{24} \approx 10\%$. Ce qui est conforme au seuil utilisé par [Abadie et al. \(2015\)](#). Les seuils de significativité sont représentés par les tirets sur les figures 5 et 6.

5.2 Impact à court terme

Les résultats du tableau 2 suggèrent que les SARAs ont eu un impact positif sur les recettes fiscales de l'Afrique du Sud, du Botswana, de l'Éthiopie, de la Gambie, de l'Île Maurice, du Mozambique, du Rwanda et de la Sierra Leone. Cet impact positif est présenté sur les figures 5 et 6 par la zone couverte en bleu. En effet, sur cette partie l'effet des SARAs est globalement supérieur à zéro. Comparativement à la situation contrefactuelle, le Botswana, la Gambie, le Mozambique et le Rwanda enregistrent les gains moyens les plus importants respectivement de 26%, 28%, 35% et 29% (voir tableau 2). L'Éthiopie et l'Afrique du sud affichent une amélioration modérée des recettes respectivement de l'ordre 10% et 8%. Les gains les plus faibles, de l'ordre de 4%, sont enregistrés au niveau de l'Île Maurice et la Sierra Leone.

6. [Olper et al. \(2018\)](#) utilisent une classification similaire.

Par ailleurs, les seuils de significativité montrent que seules l’Afrique du Sud, l’Ethiopie et la Gambie connaissent des effets estimés significatifs. L’Afrique du sud enregistre des effets significatifs sur les cinq premières années post-traitement. Sur la même période, les effets estimés pour la Gambie sont significatifs sur les trois premières années. Pour l’Ethiopie, seul l’impact estimé au cours de la deuxième année est significatif.

Selon les résultats du tableau 2, la réforme a un impact négatif au Kenya, au Lesotho, au Malawi, en Tanzanie et en Zambie. pour ces pays, les figures 5 et 6 affichent des effets estimés majoritairement inférieurs à zéro. De plus, la moyenne de l’effet estimé sur les cinq premières années post-traitement est négative. Comparativement à la situation contrefactuelle, les plus grandes pertes estimées sont enregistrées au Lesotho avec -16% et en Tanzanie avec -15%. Les pertes estimées au Malawi et en Zambie sont en moyenne d’environ 10%. La plus faible perte moyenne estimée sur la période est de -2% et concerne le Kenya. En plus de ces résultats, les statistiques suggèrent que pour le Kenya, seul l’effet estimé en 1999 est significatif. Pour le Lesotho, le Malawi, la Tanzanie et la Zambie, les effets estimés sont significatifs sur quasiment toutes les cinq premières années.

Tableau 2 – Effet moyen

pays	effet		
	court terme($T_0 < T \leq T_0 + 5$)	moyen terme ($T > T_0 + 5$)	impact total($T > T_0$)
Afrique du Sud	0,08	0,07	0,08
Botswana	0,26	0,44	0,33
Ethiopie	0,10	0,13	0,12
Gambie	0,28	-	0,23
Kenya	-0,02	-0,15	-0,11
Lesotho	-0,16	0,19	0,02
Malawi	-0,12	0,02	-0,04
Maurice	0,04	-	0,05
Mozambique	0,35	-	0,35
Rwanda	0,29	0,13	0,19
Sierra Leone	0,04	0,13	0,07
Tanzanie	-0,15	-0,03	-0,07
Zambie	-0,11	-0,20	-0,18

5.3 Impact à moyen terme

A moyen terme⁷, le tableau 2 affiche des effets estimés positifs pour l’Afrique du sud, le Botswana, l’Ethiopie, le Lesotho, le Malawi, le Rwanda et la Sierra Leone. Les figures 5 et 6 confirment ces résultats. Ces figures montrent aussi qu’après quelques années les effets estimés ont tendance à baisser pour certains pays. Ceci concerne l’Afrique du Sud, l’Ethiopie et le Rwanda. Sur le tableau 2, ce changement de tendance se traduit par la baisse de l’effet moyen estimé. Les statistiques suggèrent que pour l’Afrique du Sud les effets estimés en 2006 et 2007 sont significatifs.

Le Kenya, la Tanzanie et la Zambie enregistrent un effet moyen estimé négatif respectivement de -20%, -3% et -20%. Les figures 5 et 6 soutiennent ces résultats. Toutefois, il apparait un changement de signe des effets qui deviennent positifs

7. Par ce terme, nous désignons la période suivant le premier quinquennat post-traitement. Par ailleurs, nous ne tenons pas compte pour cette période de la Gambie, du Mozambique et de l’île Maurice.

après quelques années. La figure 6 montre que les effets négatifs estimés sont significatifs pour la Tanzanie et la Zambie.

6 Discussion et Conclusion

Cette étude visait à identifier l'impact des SARAs sur la mobilisation des recettes fiscales en Afrique subsaharienne. Il ressort globalement des résultats obtenus que l'impact estimé de la réforme diffère aussi bien à court terme qu'à moyen terme selon les pays. Ces estimations indiquent que la réforme des SARAs peut ne pas aboutir aux résultats espérés. Bon nombre de nos constatations confirment celles d'études antérieures sur la performance des SARAs. Par exemple, nous trouvons que les SARAs ont eu un impact positif et significatif sur les recettes fiscales de l'Afrique du Sud comme Taliencio Jr (2004) et Sarr (2016). Pour la Tanzanie aussi, nos résultats suggèrent un impact significativement négatif de la SARA et cette conclusion confirme celle de Mann (2004) et de Sarr (2016). Nos résultats confirment en outre l'effet négatif des SARAs sur les recettes du Kenya et de la Zambie trouvé par Sarr (2016). Toutefois, contrairement à Sarr (2016), nous trouvons un effet négatif sur les recettes du Malawi. Par ailleurs, nous identifions clairement un impact positif des SARAs sur les recettes du Rwanda.

Les effets négativement significatifs identifiés à court et/ou moyen terme pour le Lesotho, le Malawi, la Tanzanie et la Zambie, impliquent que les SARAs ont entraîné dans ces pays des pertes de recettes importantes, en comparaison à l'absence de réforme. Ces résultats peuvent être dus dans les premières années post-réforme, à une implantation difficile due à la résistance des perdants de la réforme. Il est possible aussi que ces pertes soient dues aux confusions dans les rôles et attributions des SARAs et des autres services publics. Dans un second temps, c'est à dire à moyen terme, ces pertes pourraient être le fruit d'une faible qualité des institutions ou d'un manque de coordination des SARAs avec les autres services publics.

Les effets significativement positifs identifiés à court et/ou moyen terme pour l'Afrique du sud et la Gambie impliquent que les SARAs ont entraîné dans ces pays des gains de recettes importants, en comparaison à l'absence de réforme. Toutefois, la tendance à la baisse de l'effet estimé vient confirmer l'hypothèse d'un court avantage positif des SARAs. Ceci signifie que même lorsque la réforme permet une mobilisation plus efficace des recettes par rapport à l'administration traditionnelle, cette efficacité est momentanée. Contrainte par un environnement institutionnel faible ou par l'adaptation des contribuables enclins à l'incivisme fiscal, l'efficacité des SARAs finie par rejoindre celle de l'administration traditionnelle. La non significativité des effets estimés pour les autres pays impliquent que les SARAs n'ont pas entraîné dans ces pays des gains ou des pertes de recettes importants, en comparaison à l'absence de réforme.

Nos résultats confirment les conclusions de Sarr (2016) et de Dom (2018). Mais ils amènent à nuancer celles d'Ebeke *et al.* (2016) et d'Ahlerup *et al.* (2015). La réforme des SARAs peut avoir divers effets sur les recettes hors ressources à court terme. Toutefois, à moyen terme, les SARAs ne font pas mieux que l'administration traditionnelle.

Références

- ABADIE, A., DIAMOND, A. et HAINMUELLER, J. (2010). Synthetic control methods for comparative case studies : Estimating the effect of california's tobacco control program. *Journal of the American statistical Association*, 105(490):493–505.
- ABADIE, A., DIAMOND, A. et HAINMUELLER, J. (2015). Comparative politics and the synthetic control method. *American Journal of Political Science*, 59(2):495–510.
- ABADIE, A. et GARDEAZABAL, J. (2003). The economic costs of conflict : A case study of the basque country. *American economic review*, 93(1):113–132.
- AHLERUP, P., BASKARAN, T. et BIGSTEN, A. (2015). Tax innovations and public revenues in sub-saharan africa. *The Journal of Development Studies*, 51(6):689–706.
- BAER, M. K. et SILVANI, M. C. (1997). *Designing a tax administration reform strategy : Experiences and guidelines*. International Monetary Fund.
- BRUN, J.-F., CHAMBAS, G. et MANSOUR, M. (2015). Tax effort of developing countries : An alternative measure. *Financing sustainable development addressing vulnerabilities*, pages 205–216.
- CHUDIK, A., PESARAN, M. H. et TOSETTI, E. (2011). Weak and strong cross-section dependence and estimation of large panels. *The Econometrics Journal*, 14(1):C45–C90.
- DOM, R. (2018). Semi-autonomous revenue authorities in sub-saharan africa : Silver bullet or white elephant. *The Journal of Development Studies*, pages 1–18.
- EBEKE, C., MANSOUR, M. et ROTA-GRAZIOSI, G. (2016). The power to tax in sub-saharan africa : Ltus, vats, and saras.
- FERMAN, B. et PINTO, C. (2016). Revisiting the synthetic control estimator.
- FERMAN, B. et PINTO, C. (2017). Placebo tests for synthetic controls.
- FIRPO, S. et POSSEBOM, V. (2017). Synthetic control method : Inference. *Sensitivity Analysis and Confidence Sets*.
- GBATO, A. (2017). Impact of taxation on growth in sub-saharan africa : New evidence based on a new data set. *International Journal of Economics and Finance*, 9(11):173.
- JENKINS, G. P. *et al.* (1993). *Modernization of tax administrations : Revenue boards and privatization as instruments for change*. International Tax Program, Harvard Univ.
- KAUL, A., KLÖSSNER, S., PFEIFER, G. et SCHIELER, M. (2015). Synthetic control methods : Never use all pre-intervention outcomes together with covariates.

- KREIF, N., GRIEVE, R., HANGARTNER, D., TURNER, A. J., NIKOLOVA, S. et SUTTON, M. (2016). Examination of the synthetic control method for evaluating health policies with multiple treated units. *Health economics*, 25(12):1514–1528.
- MANASAN, R. G. (2003). Tax administration reform :(semi-) autonomous revenue authority anyone? Rapport technique, PIDS Discussion Paper Series.
- MANN, A. (2004). Are semi-autonomous revenue authorities the answer to tax administration problems in developing countries? a practical guide. *Research paper for the project : Fiscal Reform in Support of Trade Liberalization*.
- MANSOUR, M. *et al.* (2014). A tax revenue dataset for sub-saharan africa : 1980-2010. *Revue d'économie du développement*, forthcoming.
- NONNEMAKER, J., ENGELEN, M. et SHIVE, D. (2011). Are methamphetamine precursor control laws effective tools to fight the methamphetamine epidemic? *Health economics*, 20(5):519–531.
- OLPER, A., CURZI, D. et SWINNEN, J. (2018). Trade liberalization and child mortality : a synthetic control method. *World Development*, 110:394–410.
- PESARAN, M. H. (2015). Testing weak cross-sectional dependence in large panels. *Econometric Reviews*, 34(6-10):1089–1117.
- RUBIN, D. B. (1974). Estimating causal effects of treatments in randomized and nonrandomized studies. *Journal of educational Psychology*, 66(5):688.
- SARR, B. (2016). Assessing revenue authority performance in developing countries : A synthetic control approach. *International Journal of Public Administration*, 39(2):146–156.
- TALIERCIO JR, R. R. (2004). Administrative reform as credible commitment : The impact of autonomy on revenue authority performance in latin america. *World Development*, 32(2):213–232.
- VON HALDENWANG, C., VON SCHILLER, A. et GARCIA, M. (2014). Tax collection in developing countries—new evidence on semi-autonomous revenue agencies (saras). *Journal of Development Studies*, 50(4):541–555.

Annexe

Tableau 3 – Variables

variable	label	source
Recettes fiscales hors ressources naturelles	ntax	Mansour (2014)
PIB par habitant	y	Base de données de la Banque mondiale
Valeur ajoutée secteur agricole	agr	Base de données de la Banque mondiale
Valeur ajoutée secteur industriel	indust	Base de données de la Banque mondiale
Rente des ressources naturelles	rent	Base de données de la Banque mondiale
Exportations	export	Base de données de la Banque mondiale
Importations	import	Base de données de la Banque mondiale
Aide publique	aid	Base de données de la Banque mondiale
Population totale	pop	Base de données de la Banque mondiale

Tableau 4 – Année d'adoption de la réforme

Pays	Année d'adoption (SARA)	prétraitement	post-traitement
Botswana	2003	23 ans	8 ans
Burundi	2010	30 ans	1 an
Ethiopie	1997	17 ans	14 ans
Gambia	2005	25 ans	6 ans
Ghana	1985	5 ans	26 ans
Kenya	1996	16 ans	15 ans
Lesotho	2001	21 ans	10 ans
Malawi	2000	20 ans	11 ans
Mauritius	2005	17 ans	6 ans
Mozambique	2006	18 ans	8 ans
Rwanda	1998	18 ans	13 ans
Sierra Leone	2003	23 ans	8 ans
Afrique du Sud	1997	17 ans	14 ans
Tanzanie	1996	16 ans	15 ans
Ouganda	1992	12 ans	19 ans
Zambie	1994	14 ans	17 ans
Zimbabwe	2001	21 ans	10 ans

Tableau 5 – Evolution des recettes fiscales dans les pays à faible revenu

	1980-1984	1985-1989	1990-1994	1995-1999	2000-2004	2005-2010
Ethiopie	8,834	9,307	6,833	8,919	11,28	10,84
Malawi	14,38	15,24	14,76	12,51	12,94	15,59
Rwanda	9,074	10,56	8,05	9,161	10,99	11,77
Ouganda	5,619	5,26	7,073	10,14	10,27	11,84
Tanzanie	13,94	11,52	9,492	9,649	9,639	14,68
Burundi	12,4	13,9	14,9	14,78	18,4	17,38
Benin	12	9,239	9,333	12,31	14,41	16,22
Burkina Faso	8,345	8,775	8,686	11,35	11,07	11,97
Centrafrique	11,68	9,227	8,125	7,874	7,743	7,252
Congo Dém,			3,514	1,022	3,59	7,129
Comores	10,63	10,94	12,28	10,99	11,21	9,34
Guinée	4,713	7,568	5,802	7,055	8,14	10,5
Guinée B,	5,718	4,014	3,548	4,129	5,007	6,677
Madagascar	12,8	9,931	8,156	9,385	9,924	11,08
Mali	10,59	11,79	9,691	11,83	13,11	12,86
Niger	10,36	8,637	6,751	7,767	9,805	10,7
Sénégal	14,96	13,27	14,19	14,56	16,71	18,37
Tchad	2,595	4,284	4,824	6,544	6,718	6,667
Togo	23,34	17,96	10,42	11,37	13,17	15,37

Tableau 6 – Evolution des recettes fiscales dans les pays à revenu moyen inférieur

	1980-1984	1985-1989	1990-1994	1995-1999	2000-2004	2005-2010
Kenya	13,49	13,35	13,81	17,37	16,31	17,36
Zambie	21,86	19,18	17,83	18,51	18,99	15,89
Côte d'Ivoire	20,67	20,54	16	15,87	15	16,26
Cameroun	11,59	7,679	8,206	9,467	11,17	11,55
Congo	15,44	13,58	11,89	9,281	7,993	6,71
Cap Vert	12,05	11,5	15,02	16,65	19,68	22,32

Tableau 7 – Evolution des recettes fiscales dans les pays à revenu moyen supérieur

	1980-1984	1985-1989	1990-1994	1995-1999	2000-2004	2005-2010
Afrique du Sud	14,42	17,08	19,04	20,64	20,11	23,21
Gabon	12,44	13,9	10,85	11,99	12,32	11,57
Maurice	17,66	18,49	18,33	15,33	15,56	18,29
Namibie	19,19	21,86	23,86	24,97	25,76	23,68

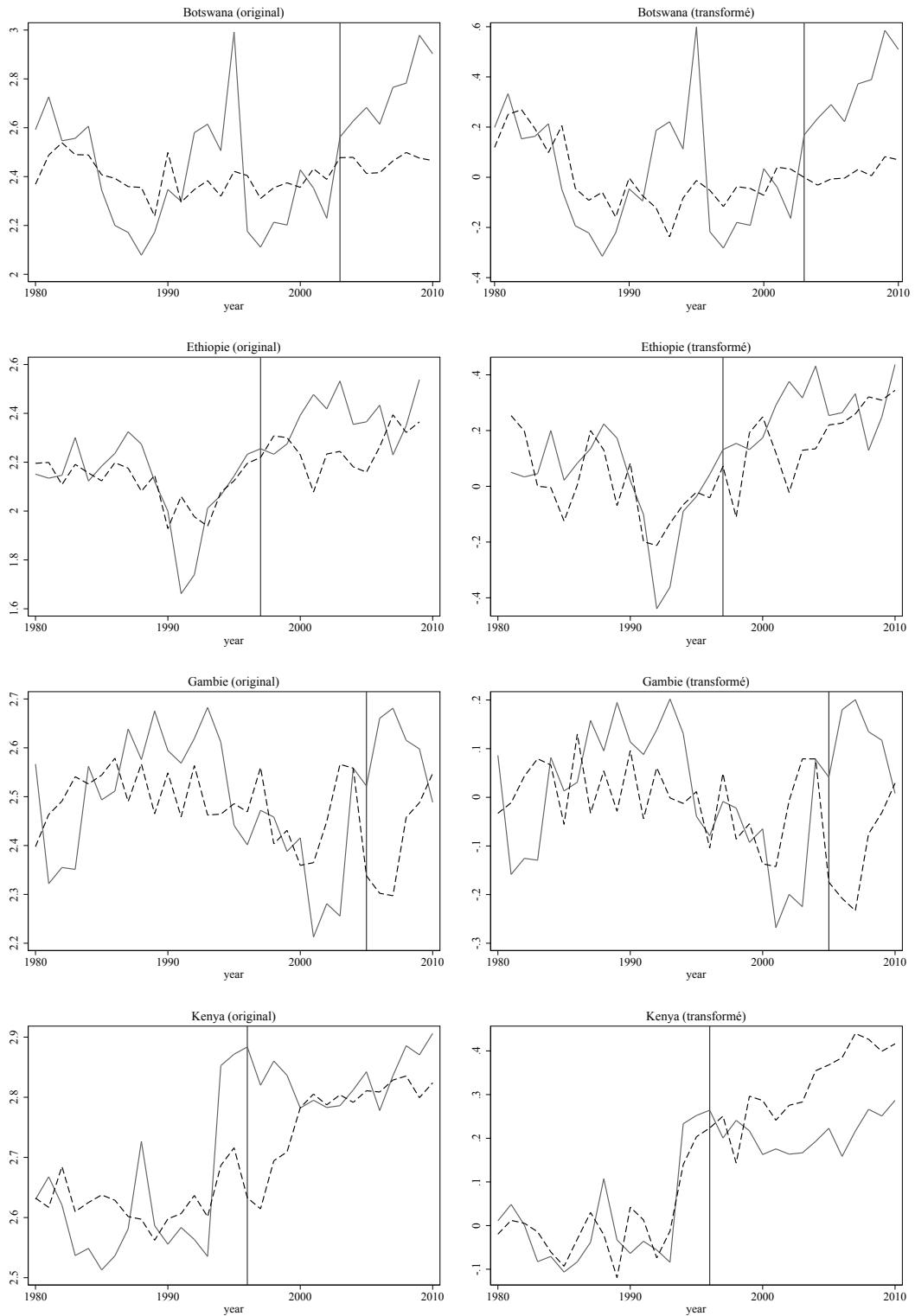


FIGURE 1 – Contrôle synth. vs Contrôle synth. sans Biais (1)

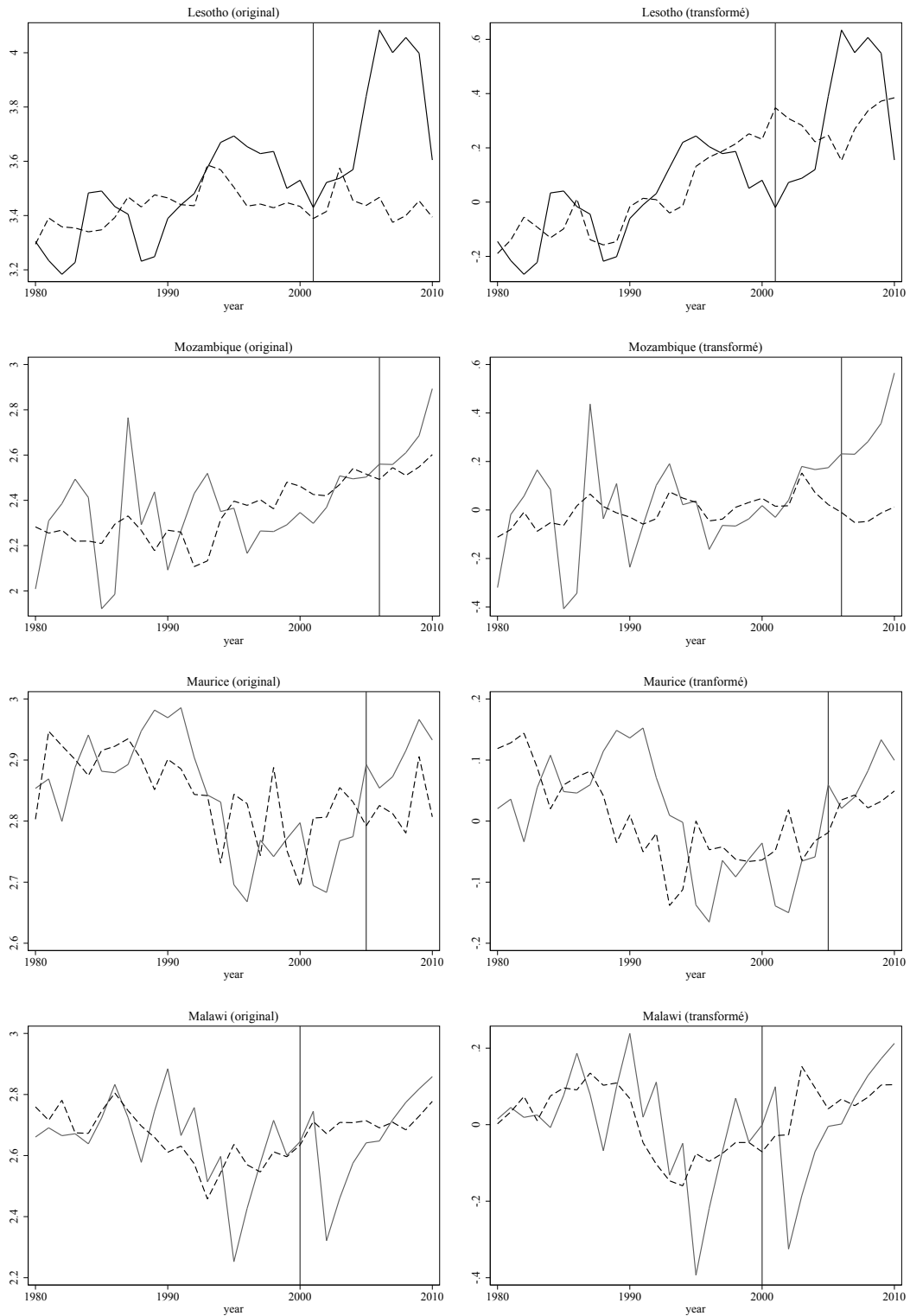


FIGURE 2 – Contrôle synth. vs Contrôle synth. sans Biais (2)

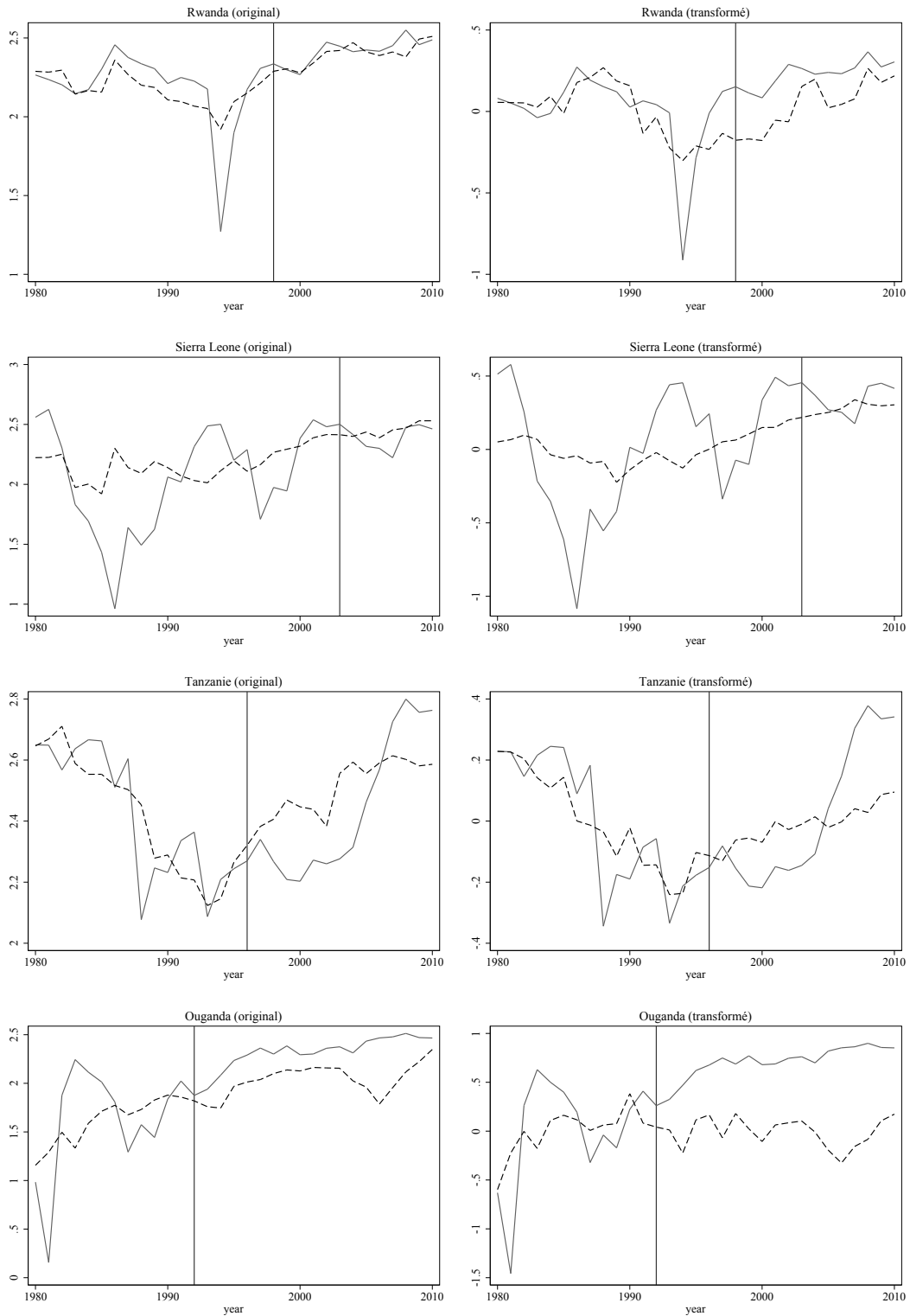


FIGURE 3 – Contrôle synth. vs Contrôle synth. sans Biais (3)

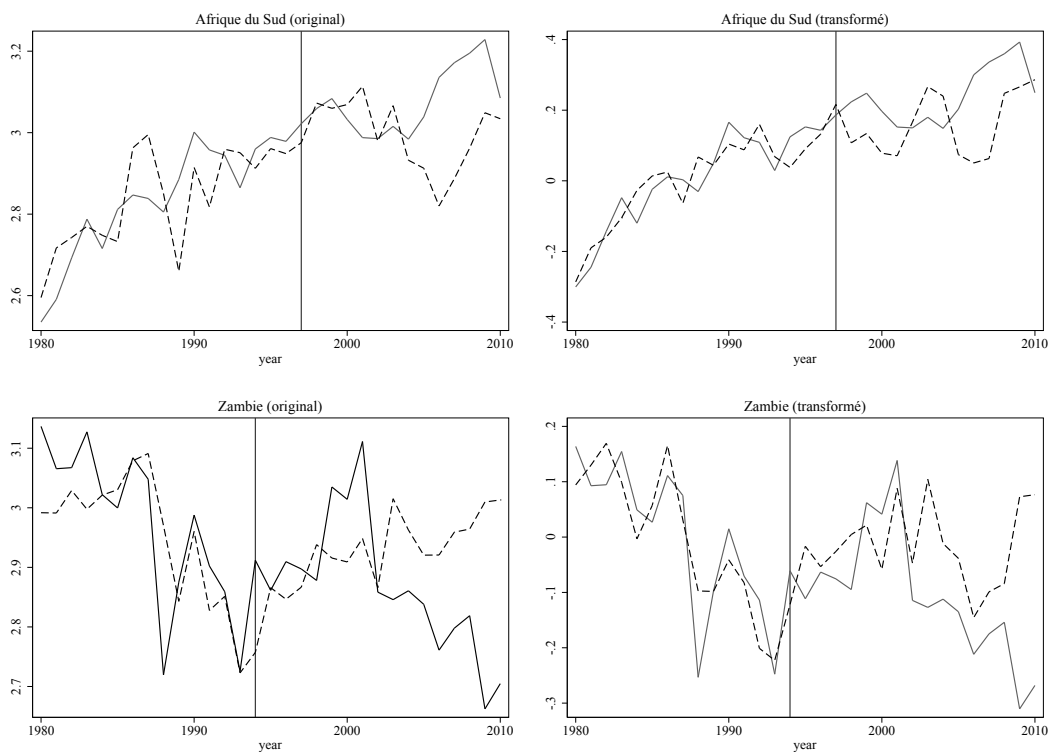


FIGURE 4 – Contrôle synth. vs Contrôle synth. sans Biais (4)

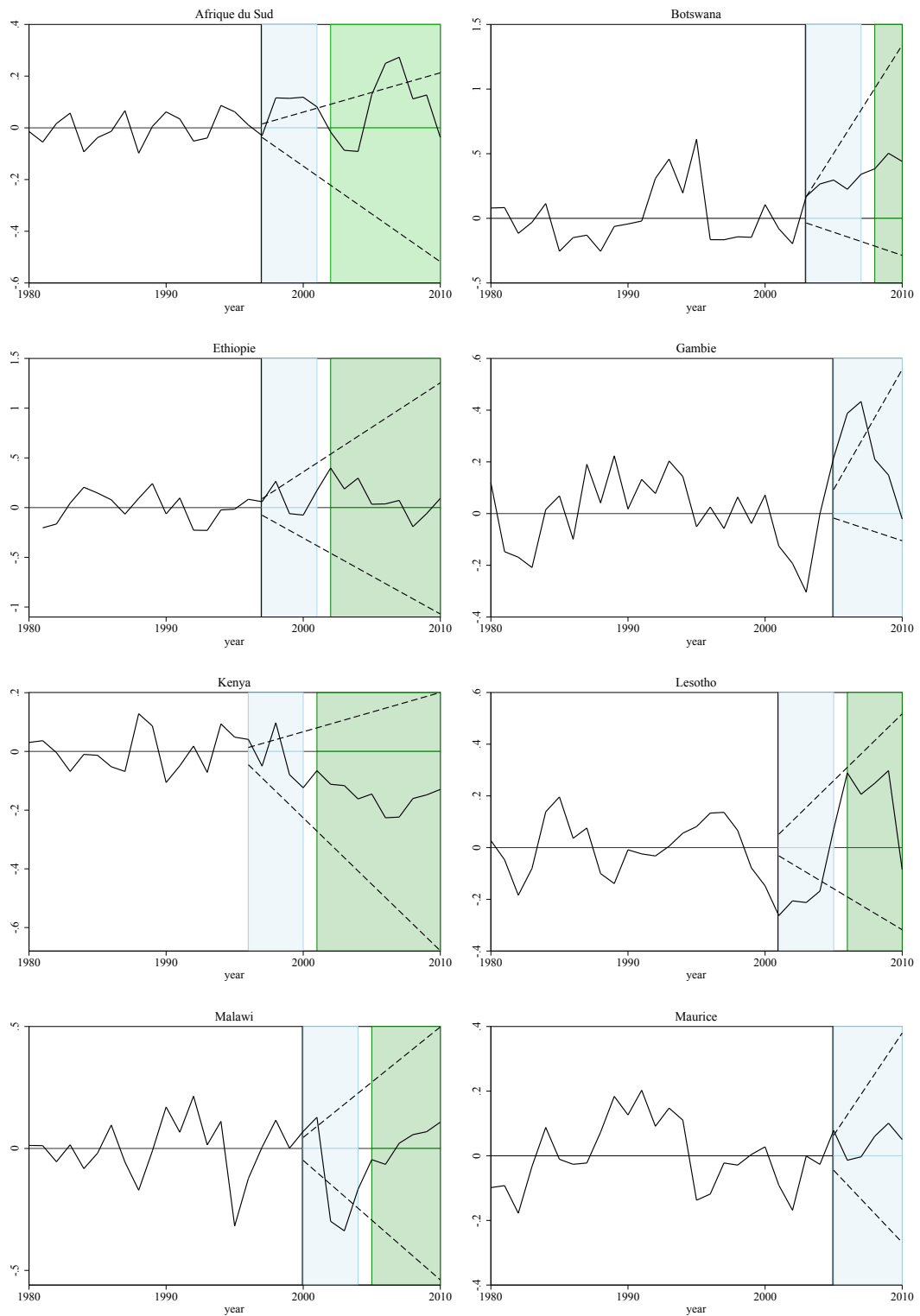


FIGURE 5 – Inférence(1)

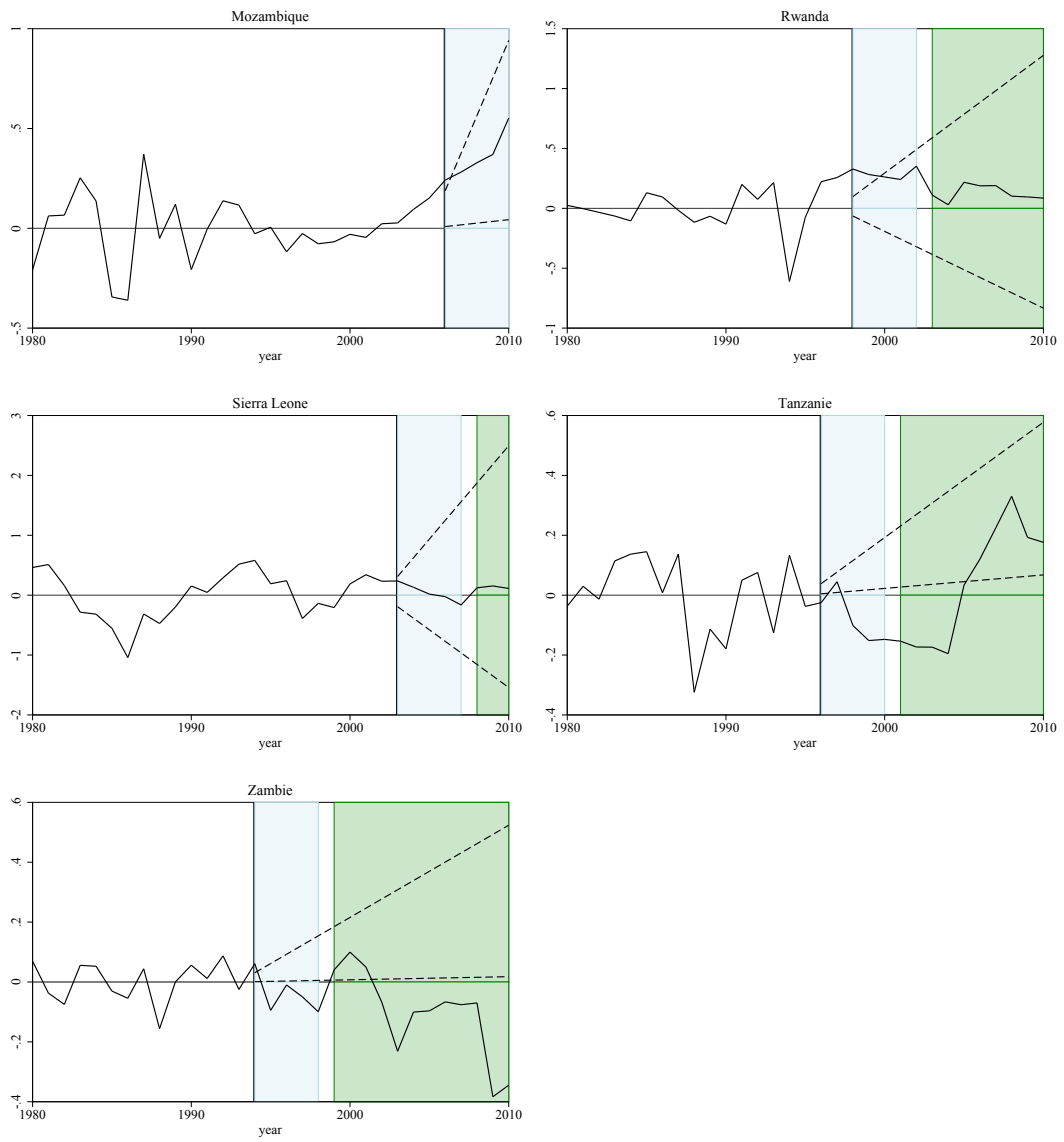


FIGURE 6 – Inférence (2)