

# Annexes

# Annexe A

## Secteurs tarifaires

| Top 25 des secteurs impactés en Europe - 4 digits |   |                                   |                      |
|---|---|-----------------------------------|----------------------|
| Code SH   | Catégorie   | Variation des Tarifs (point de %) | Échanges commerciaux |
| 0210  | Viandes et abats comestibles, salés ou en saumure, séchés ou fumés; farines et poudres, comestibles, de viandes ou d'abats.   | -14,54                            | 5.28%                |
| 0409  | Miel naturel.   | -17,30                            | 6.28%                |
| 0710  | Légumes, non cuits ou cuits à l'eau ou à la vapeur, congelés.   | -14,29                            | 5.19%                |
| 0803  | Bananes, y compris les plantains, fraîches ou sèches.   | -16,00                            | 5.81%                |
| 0811  | Fruits, non cuits ou cuits à l'eau ou à la vapeur, congelés, même additionnés de sucre ou d'autres édulcorants.   | -14,34                            | 5.21%                |
| 1108  | Amidons et féculés; inuline.  | -19,20                            | 6.97%                |
| 1601  | Saucisses, saucissons et produits similaires, de viande, d'abats ou de sang; préparations alimentaires à base de ces produits.  | -15,40                            | 5.59%                |
| 1602  | Autres préparations et conserves de viande, d'abats ou de sang.   | -13,43                            | 4.88%                |
| 1604  | Préparations et conserves de poissons; caviar et ses succédanés préparés à partir d'œufs de poisson.  | -18,62                            | 6.76%                |
| 1605  | Crustacés, mollusques et autres invertébrés aquatiques, préparés ou conservés.  | -20,11                            | 7.30%                |
| 2001  | Légumes, fruits et autres parties comestibles de plantes, préparés ou conservés au vinaigre ou à l'acide acétique.  | -14,44                            | 5.24%                |
| 2002  | Tomates préparées ou conservées autrement qu'au vinaigre ou à l'acide acétique.   | -14,40                            | 5.23%                |
| 2003  | Champignons et truffes, préparés ou conservés autrement qu'au vinaigre ou à l'acide acétique.   | -16,40                            | 5.95%                |
| 2004  | Autres légumes préparés ou conservés autrement qu'au vinaigre ou à l'acide acétique, congelés, autres que les produits du n° 20.06.   | -16,40                            | 5.95%                |
| 2005  | Autres légumes préparés ou conservés autrement qu'au vinaigre ou à l'acide acétique, non congelés, autres que les produits du n° 20.06.   | -16,77                            | 6.09%                |
| 2007  | Confitures, gelées, marmelades, purées et pâtes de fruits, obtenues par cuisson, avec ou sans addition de sucre ou d'autres édulcorants.  | -20,52                            | 7.45%                |
| 2008  | Fruits et autres parties comestibles de plantes, autrement préparés ou conservés, avec ou sans addition de sucre ou d'autres édulcorants ou d'alcool, non dénommés ni compris ailleurs.   | -17,91                            | 6.50%                |
| 2009  | Jus de fruits (y compris les moûts de raisin) ou de légumes, non fermentés, sans addition d'alcool, avec ou sans addition de sucre ou d'autres édulcorants.   | -18,38                            | 6.67%                |
| 2204  | Vins de raisins frais, y compris les vins enrichis en alcool; moûts de raisin autres que ceux du n° 20.09.  | -32,00                            | 11.62%               |
| 2402  | Cigares (y compris ceux à bouts coupés), cigarillos et cigarettes, en tabac ou en succédanés de tabac.  | -39,13                            | 14.20%               |
| 2403  | Autres tabacs et succédanés de tabac, fabriqués; tabacs «homogénéisés» ou «reconstitués»; extraits et sauces de tabac.  | -48,88                            | 17.74%               |
| 6401  | Chaussures étanches à semelles extérieures et dessus en caoutchouc ou en matière plastique, dont le dessus n'a été ni réuni à la semelle extérieure par couture ou par des rivets, des clous, des vis, des têtons ou des dispositifs similaires, ni formé de différentes parties assemblées par ces mêmes procédés. | -17,00                            | 6.17%                |
| 6402  | Autres chaussures à semelles extérieures et dessus en caoutchouc ou en matière plastique.   | -16,93                            | 6.15%                |
| 6404  | Chaussures à semelles extérieures en caoutchouc, matière plastique, cuir naturel ou reconstitué et dessus en matières textiles.   | -16,93                            | 6.15%                |
| 8712  | Bicyclettes et autres cycles (y compris les triporteurs), sans moteur.  | -14,50                            | 5.26%                |

| Top 25 des secteurs impactés au Canada - 4 digits |  |                                   |                      |
|---|--|-----------------------------------|----------------------|
| Code SH   | Catégorie  | Variation des Tarifs (point de %) | Échanges commerciaux |
| 0201  | Viandes des animaux de l'espèce bovine, fraîches ou réfrigérées.   | -26,50                            | 9.62%                |
| 0202  | Viandes des animaux de l'espèce bovine, congelées.   | -26,50                            | 9.62%                |
| 1001  | Froment (blé) et méteil.   | -62,75                            | 22.78%               |
| 1003  | Orge.  | -57,75                            | 20.96%               |
| 1601  | Saucisses, saucissons et produits similaires, de viande, d'abats ou de sang; préparations alimentaires à base de ces produits.   | -69,58                            | 25.26%               |
| 6101  | Manteaux, cabans, capes, anoraks, blousons et articles similaires, en bonneterie, pour hommes ou garçonnets, à l'exclusion des articles du n° 61.03.   | -18,00                            | 6.53%                |
| 6102  | Manteaux, cabans, capes, anoraks, blousons et articles similaires, en bonneterie, pour femmes ou fillettes, à l'exclusion des articles du n° 61.04.  | -18,00                            | 6.53%                |
| 6103  | Costumes ou complets, ensembles, vestons, pantalons, salopettes à bretelles, culottes et shorts (autres que pour le bain), en bonneterie, pour hommes ou garçonnets.   | -18,00                            | 6.53%                |
| 6104  | Costumes tailleurs, ensembles, vestes, robes, jupes, jupes-culottes, pantalons, salopettes à bretelles, culottes et shorts (autres que pour le bain), en bonneterie, pour femmes ou fillettes.   | -18,00                            | 6.53%                |
| 6105  | Chemises et chemisettes, en bonneterie, pour hommes ou garçonnets.   | -18,00                            | 6.53%                |
| 6106  | Chemisiers, blouses, blouses-chemisiers et chemisettes, en bonneterie, pour femmes ou fillettes.   | -18,00                            | 6.53%                |
| 6107  | Slips, caleçons, chemises de nuit, pyjamas, peignoirs de bain, robes de chambre et articles similaires, en bonneterie, pour hommes ou garçonnets.  | -18,00                            | 6.53%                |
| 6108  | Combinaisons ou fonds de robes, jupons, slips, chemises de nuit, pyjamas, déshabillés, peignoirs de bain, robes de chambre et articles similaires, en bonneterie, pour femmes ou fillettes.  | -18,00                            | 6.53%                |
| 6109  | T-shirts et maillots de corps, en bonneterie.  | -18,00                            | 6.53%                |
| 6110  | Chandails, pull-overs, cardigans, gilets et articles similaires, y compris les sous-pulls, en bonneterie.  | -18,00                            | 6.53%                |
| 6112  | Survêtements de sport (trainings), combinaisons et ensembles de ski, maillots, culottes et slips de bain, en bonneterie.   | -18,00                            | 6.53%                |
| 6114  | Autres vêtements, en bonneterie.   | -18,00                            | 6.53%                |
| 6116  | Gants, mitaines et mouffles, en bonneterie.  | -18,00                            | 6.53%                |
| 6212  | Soutiens-gorge, gaines, corsets, bretelles, jarretelles, jarrettières et articles similaires et leurs parties, même en bonneterie.   | -18,00                            | 6.53%                |
| 6216  | Gants, mitaines et mouffles.   | -18,00                            | 6.53%                |
| 6303  | Vitrages, rideaux et stores d'intérieur; cantonnières et tours de lits.  | -17,80                            | 6.46%                |
| 6308  | Assortiments composés de pièces de tissus et de fils, même avec accessoires, pour la confection de tapis, de tapisseries, de nappes de table ou de serviettes brodées, ou d'articles textiles similaires, en emballages pour la vente au détail. | -18,00                            | 6.53%                |
| 8901  | Paquebots, bateaux de croisières, transbordeurs, cargos, péniches et bateaux similaires pour le transport de personnes ou de marchandises.   | -24,17                            | 8.77%                |
| 8904  | Remorqueurs et bateaux-pousseurs.  | -25,00                            | 9.08%                |
| 8906  | Autres bateaux, y compris les navires de guerre et les bateaux de sauvetage autres qu'à rames.   | -20,63                            | 7.49%                |

# Annexe B

## Note méthodologique

| Nr.   | HS catégorie | Étiquette  |
|-------|--------------|--|
| I     | Ch. 01 - 05  | Les animaux vivants ; produits animaux                       |
| II    | Ch. 06 - 14  | Produits de légumes  |
| III   | Ch. 15       | Graisses et huiles animales ou végétales                     |
| IV    | Ch. 16 - 24  | Produits alimentaires, boissons, tabac                       |
| V     | Ch. 25 - 27  | Produits minéraux  |
| VI    | Ch. 28 - 38  | Produits des industries chimiques ou des industries connexes |
| VII   | Ch. 39 - 40  | Plastiques, caoutchoucs et articles en ces matières          |
| VIII  | Ch. 41 - 43  | Cuirs et peaux bruts et sellerie                             |
| IX    | Ch. 44 - 46  | Bois, charbon de bois et liège et ouvrages en ces matières   |
| X     | Ch. 47 - 49  | Pâte de bois, papier et carton                               |
| XI    | Ch. 50 - 63  | Textiles et articles textiles                                |
| XII   | Ch. 64 - 67  | Chaussures, chapeaux et autres coiffures                     |
| XIII  | Ch. 68 - 70  | Articles en pierre, en verre et en céramique                 |
| XIV   | Ch. 71       | Perles, métaux précieux et ouvrages en ces matières          |
| XV    | Ch. 72 - 83  | Métaux communs et articles en ces matières                   |
| XVI   | Ch. 84 - 85  | Machines et appareils  |
| XVII  | Ch. 86 - 89  | Équipement de transport                                      |
| XVIII | Ch. 90 - 92  | Instruments optiques et photographiques, etc.                |
| XIX   | Ch. 93       | Armes et munitions   |
| XX    | Ch. 94 - 96  | Articles manufacturés divers                                 |
| XXI   | Ch. 97       | Objets d'art et d'antiquités                                 |
| XXII  |              | Non classés  |

TABLE B.1 – Source : European Commission, 2018

## Annexe C

# Méthodes d'estimation sur des données transversales

Les données en coupe transversale sont des observations pour un individu à un moment précis dans le temps. Des problèmes particuliers peuvent subvenir au moment de l'élaboration de l'échantillon, notamment, les problèmes d'attrition, de censure et de sélection endogène. Le type de données utilisées dans le cadre de ce mémoire ne sont confrontées qu'au problème de sélection endogène, autrement dit, l'échantillon peut ne pas être représentatif. L'objectif principal de cette partie analyse est de pouvoir prouver qu'il existe une relation causale des tarifs douaniers sur les échanges commerciaux et d'en calculer les effets. Pour identifier cette relation de causalité, la variable explicative ( $lTarrif$ ) ne doit pas être corrélée avec des facteurs inobservés dans le modèle, et ceux-ci ne peuvent influencer la variable dépendante ( $lTrade$ ) (Dejemeppe, 2018). Ainsi donc, pour tester cette relation de causalité, la méthode des variables instrumentales a été utilisée, étant donné que ce sont des données transversales.

À l'origine, la régression de l'équation de gravité est la suivante :

$$lTrade = \beta_0 + \beta_1 lGDP + \beta_2 lDist + u \tag{C.1}$$

```
. reg lTrade lGDP lDist
```

| Source   | SS         | df     | MS         | Number of obs | = | 82,712  |
|----------|------------|--------|------------|---------------|---|---------|
| Model    | 118343.131 | 2      | 59171.5657 | F(2, 82709)   | = | 5542.55 |
| Residual | 882990.765 | 82,709 | 10.6758728 | Prob > F      | = | 0.0000  |
|          |            |        |            | R-squared     | = | 0.1182  |
|          |            |        |            | Adj R-squared | = | 0.1182  |
| Total    | 1001333.9  | 82,711 | 12.1064175 | Root MSE      | = | 3.2674  |

  

| lTrade | Coef.     | Std. Err. | t      | P> t  | [95% Conf. Interval] |           |
|--------|-----------|-----------|--------|-------|----------------------|-----------|
| lGDP   | .3968977  | .0041751  | 95.06  | 0.000 | .3887146             | .4050808  |
| lDist  | -.6814819 | .0107417  | -63.44 | 0.000 | -.7025356            | -.6604281 |
| _cons  | -4.370742 | .2192512  | -19.93 | 0.000 | -4.800473            | -3.941011 |

FIGURE C.1 – Estimation par les MCO

En analysant les résultats de la régression dans la figure C.1, on observe que :

1. *lGDP* : si le PIB d'un pays augmente de 1 %, les échanges commerciaux de celui-ci devraient augmenter de 0,40 %, la distance restant fixe. C'est un effet qui est relativement bon étant donné qu'une augmentation de 10 % du PIB devrait entraîner une augmentation de 4 % du commerce bilatérale. Comme la p-valeur du test t rapportée par STATA (qui teste  $H_0 : \beta_{lGDP} = 0$  contre  $\beta_{lGDP} \neq 0$ ) est de 0 %, cet effet est statistiquement significatif au seuil de 1 %, et on ne peut donc, rejeter que le PIB a un effet partiel sur le flux commercial à un seuil de 1 %.
2. *lDist* : si la distance entre deux pays augmente de 1 %, les échanges commerciaux devraient diminuer de 0,68 %, le PIB restant fixe. C'est un effet qui est relativement important étant donné qu'une augmentation de 10 % de la distance devrait entraîner une diminution de 6,8 % du commerce bilatérale. Comme la p-valeur du test t rapportée par STATA (qui teste  $H_0 : \beta_{lDist} = 0$  contre  $\beta_{lDist} \neq 0$ ) est de 0 %, cet effet est statistiquement significatif au seuil de 1 %, et on ne peut donc, rejeter que la distance a un effet partiel sur le flux commercial à un seuil de 1 %.

Une interprétation causale des coefficients estimés *lGDP* et *lDist* est plausible si aucunes variables explicatives importantes, corrélées avec les échanges commerciaux, ont été omises dans le terme d'erreur  $u$ . Toujours est-il, les tarifs douaniers pourraient être une variable omise fondamentale, à même d'être corrélée avec le commerce bilatérale. Le cas échéant, les coefficients *lGDP* et *lDist* n'incarnent pas l'effet causal des échanges bilatéraux, puisqu'il reflète également l'effet des tarifs douaniers. De facto, les variables d'intérêts proviennent souvent de choix individuels, et non indépendante des autres

variables importantes, la relation de causalité reste difficile à prouver.

Les variables lGDP et lDist expliquent, à elles seules, 11,82 % de la fluctuation totale des échanges commerciaux, dans cet échantillon de 82,712 observations. Le  $R^2$ , calculé par  $\frac{SSE}{SST}$ , ne signifie aucunement que ces facteurs non-contrôlés soient corrélés avec les variables explicatives, et donc que les estimateurs soient biaisés et non-convergent. Le  $R^2$  n'est pas un bon moyen pour déterminer si l'ajout d'une nouvelle variable explicative est pertinente ou pas. Un  $R^2$  faible ne signifie pas que les coefficients estimés ne peuvent pas être interprétés de manière causale, mais qu'il sera difficile de prédire avec précision les échanges commerciaux.

En modifiant à présent l'équation C.1 pour y ajouter les tarifs douaniers, l'équation de gravité devient la suivante :

$$lTrade = \beta_0 + \beta_1 lGDP + \beta_2 lDist + \beta_3 lTariff + u \quad (C.2)$$

**. reg lTrade lGDP lDist lTariff**

| Source   | SS         | df     | MS         | Number of obs | = | 32,291  |
|----------|------------|--------|------------|---------------|---|---------|
|          |            |        |            | F(3, 32287)   | = | 1332.05 |
| Model    | 43193.8733 | 3      | 14397.9578 | Prob > F      | = | 0.0000  |
| Residual | 348987.338 | 32,287 | 10.8089119 | R-squared     | = | 0.1101  |
|          |            |        |            | Adj R-squared | = | 0.1101  |
| Total    | 392181.212 | 32,290 | 12.1455934 | Root MSE      | = | 3.2877  |

  

| lTrade  | Coef.     | Std. Err. | t      | P> t  | [95% Conf. Interval] |
|---------|-----------|-----------|--------|-------|----------------------|
| lGDP    | .4142209  | .0072204  | 57.37  | 0.000 | .4000687 .4283731    |
| lDist   | -.7295211 | .020399   | -35.76 | 0.000 | -.769504 -.6895383   |
| lTariff | -.2423443 | .0137808  | -17.59 | 0.000 | -.2693553 -.2153334  |
| _cons   | -4.427209 | .3600694  | -12.30 | 0.000 | -5.132959 -3.72146   |

FIGURE C.2 – Estimation par les MCO

En analysant les nouveaux résultats de la régression dans de la figure C.2, si les tarifs douaniers augmentent d'1 point de %, les échanges commerciaux devraient diminuer de 0,24 %, les autres variables restant fixes. C'est un effet à prendre en compte étant donné qu'une augmentation de 10 points de % des tarifs douaniers devrait entraîner une réduction de 2,4 % du commerce bilatérale. Comme la

p-valeur du test t rapportée par STATA est de 0 %, l'effet est statistiquement significatif au seuil de 1 %, et on ne peut donc, rejeter que les tarifs douaniers ont un effet partiel sur le flux commercial à un seuil de 1 %. On peut tout de même constater que l'effet est moins important par rapport les facteurs du PIB et de la distance.

En vue d'examiner l'évolution de l'effet des tarifs douaniers sur les échanges commerciaux, des variables de contrôle ont été rajoutées dans l'équation de gravité :

$$lTrade = \beta_0 + \beta_1 lGDP + \beta_2 lDist + \beta_3 lTariff + \beta_4 Common\_l + \beta_5 Common\_c + \beta_6 lPop + \beta_7 lArea + \beta_8 WTO\_d + \beta_9 WTO\_o + \beta_{10} FTA + u \quad (C.3)$$

```
. reg lTrade lGDP lDist lTariff Common_l Common_c lPop lArea WTO_o WTO_d FTA
```

| Source   | SS         | df     | MS         | Number of obs | = | 32,291 |
|----------|------------|--------|------------|---------------|---|--------|
| Model    | 49427.7002 | 10     | 4942.77002 | F(10, 32280)  | = | 465.50 |
| Residual | 342753.511 | 32,280 | 10.6181385 | Prob > F      | = | 0.0000 |
| Total    | 392181.212 | 32,290 | 12.1455934 | R-squared     | = | 0.1260 |
|          |            |        |            | Adj R-squared | = | 0.1258 |
|          |            |        |            | Root MSE      | = | 3.2585 |

  

| lTrade   | Coef.     | Std. Err. | t      | P> t  | [95% Conf. Interval] |
|----------|-----------|-----------|--------|-------|----------------------|
| lGDP     | .2895376  | .0107529  | 26.93  | 0.000 | .2684615 .3106137    |
| lDist    | -.5766761 | .0240785  | -23.95 | 0.000 | -.6238709 -.5294814  |
| lTariff  | -.3634116 | .0154599  | -23.51 | 0.000 | -.3937135 -.3331097  |
| Common_l | .4298151  | .0440248  | 9.76   | 0.000 | .3435248 .5161055    |
| Common_c | .7789001  | .1773164  | 4.39   | 0.000 | .4313533 1.126447    |
| lPop     | .143034   | .0136757  | 10.46  | 0.000 | .1162291 .1698388    |
| lArea    | .0507185  | .007586   | 6.69   | 0.000 | .0358497 .0655873    |
| WTO_o    | .5304127  | .1100266  | 4.82   | 0.000 | .3147565 .7460689    |
| WTO_d    | -.6625211 | .0890253  | -7.44  | 0.000 | -.837014 -.4880281   |
| FTA      | .3833383  | .0449374  | 8.53   | 0.000 | .2952592 .4714173    |
| _cons    | -1.224994 | .5200165  | -2.36  | 0.018 | -2.244246 -.2057426  |

FIGURE C.3 – Estimation par les MCO

On remarque que l'effet des tarifs douaniers dans la régression de la figure C.3 est plus important que celui dans la figure C.2, et il est toujours statistiquement significatif au seuil de 1 %. En ayant rajouté diverses variables de contrôles, si les tarifs douaniers augmentent de 10 point de %, les échanges

commerciaux devraient diminuer de 3,6 %, les autres variables restant fixes. Un phénomène étrange qu'on peut observer est le  $R^2$  qui n'a augmenté que légèrement. Toutes les nouvelles variables explicatives qui ont été incluses dans cette dernière régression sont significatives.

On a examiné les effets des différentes variables explicatives sur la variable dépendante et vérifier si les résultats étaient significatifs, mais à présent on va vérifier si les coefficients et/ou les écarts-types sont biaisés.

## Biais de la variable omise

Le fait d'avoir omis une variable importante<sup>1</sup> dans le modèle, peut avoir comme conséquence, que tous les estimateurs de la régression soient biaisés et non convergents. Si l'hypothèse MLR.4<sup>2</sup> (« *Multiple Linear Regression* ») est violée dans le modèle, alors les estimateurs seront biaisés et non-convergents.

Supposons que pour la régression suivante, le modèle dans la population soit (sous MLR.1 - MLR.4)<sup>3</sup> :

$$\log(lTrade) = \beta_0 + \beta_1 lGDP + \beta_2 lDist + \beta_3 lTariff + u \quad (C.4)$$

Une variable importante omise, dans l'équation C.4, pourrait être le fait d'avoir entretenu une relation coloniale entre les deux pays commerçant ensemble. Et dans ce cas-ci, on n'observe pas si il y a une relation coloniale, on les ignore, et on a donc une variable omise  $x_4(colony)$ . On va, ainsi, estimer un modèle mal spécifié :

$$\log(lTrade) = \beta_0 + \beta_1 lGDP + \beta_2 lDist + \beta_3 lTariff + v \quad (C.5)$$

---

1. C'est une variable qui a un effet partiel sur la variable dépendante ( $y$ ), et qui est corrélée avec une ou plusieurs variables explicatives ( $x_i$ ) qui sont déjà dans le modèle.

2. MLR.4 :  $E(u|x_1, x_2, \dots, x_k) = E(u) = 0$ , ce qui signifie que toutes les variables explicatives sont exogènes.

3. MLR.1 :  $y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_k x_k + u$ , le modèle de la population est linéaire dans les paramètres, c'est-à-dire,  $x_k$  n'implique jamais les  $\beta_k$  ( $\frac{\partial y}{\partial \beta_1} = x_1$ ).

MLR.2 : on a un échantillon aléatoire de taille  $n$ , qui suit le modèle de la population. On peut supposer que chaque observation soit indépendante des autres,  $(x_i, y_i) \perp (x_j, y_j)$ .

MLR.3 : Dans l'échantillon, aucunes des variables explicatives ne peuvent être identiques pour tous les individus, et il n'y a pas de relation linéaire exacte entre elles (pas de colinéarité parfaite).

où  $v = \beta_4 \text{ colony} + u$ . Si la relation coloniale a un effet partiel sur  $\log(\text{Trade})$  ( $\beta_4 \neq 0$ ), et corrélé avec  $\text{IDist}$  et/ou  $\text{IGDP}$  et/ou  $\text{ITariff}$  ( $\text{Cov}(\text{IGDP}, \text{colony}) \neq 0$  et/ou  $\text{Cov}(\text{IDist}, \text{colony}) \neq 0$  et/ou  $\text{Cov}(\text{IDist}, \text{colony}) \neq 0$ ), alors il y a violation de l'hypothèse MLR.4<sup>4</sup>, et donc l'hypothèse MLR.4'<sup>5</sup> sera également violée. Par conséquent,  $\text{IGDP}$  et/ou  $\text{IDist}$  et/ou  $\text{ITariff}$  est (sont) endogène(s), et si  $\beta_4 \neq 0$  et  $\text{Cov}(\text{IGDP}, \text{IDist}) \neq 0$  et  $\text{Cov}(\text{IGDP}, \text{ITariff}) \neq 0$ , l'estimateur des MCO (Moindres Carrés Ordinaires) de  $\beta_1$ , de  $\beta_2$  et de  $\beta_3$  dans le modèle mal spécifié seront biaisés et non convergent asymptotiquement, même si  $\text{colony}$  n'est pas corrélée avec les tarifs douaniers ( $\text{Cov}(\text{ITariff}, \text{colony}) \neq 0$ ).

$$\log(\widetilde{\text{ITrade}}) = \tilde{\beta}_0 + \tilde{\beta}_1 \text{IGDP} + \tilde{\beta}_2 \text{IDist} + \tilde{\beta}_3 \text{ITariff} + u \quad (\text{C.6})$$

C'est seulement si le PIB n'est pas corrélé avec la distance ( $\text{Cov}(\text{IGDP}, \text{IDist}) = 0$ ) et les tarifs douaniers ( $\text{Cov}(\text{IGDP}, \text{ITariff}) = 0$ ), que  $\beta_2$  et  $\beta_3$  ne sont pas biaisés ( $\text{Biais}(\tilde{\beta}_2) = 0$  et  $\text{Biais}(\tilde{\beta}_3) = 0$ ).<sup>7</sup> Le sens du biais ne peut être déterminé, dans le cas  $k \geq 3$ , que si les variables explicatives incluses dans le modèle mal spécifié ne sont pas corrélées entre elles.

Si une variable importante a été omise dans le modèle de régression, l'estimateur des MCO sera biaisé, ce qui signifie qu'en moyenne on sur- ou sous-estime la valeur du paramètre dans la population. De plus, il sera non-convergent asymptotiquement, ainsi quand  $n$  tend vers l'infini, la distribution de l'estimateur se concentre sur une valeur plus grande ou plus petite que celle du paramètre de la population, cela dépend du sens du biais. La convergence ne va pas disparaître avec plus de données dans l'échantillon.

Plusieurs solutions sont possibles pour résoudre le problème du biais de la variable omise :

1. « Ignorer le problème » : ce n'est pas un choix sérieux puisque les estimateurs des MCO seront biaisés et non-convergent.
2. « Recourir à une expérience contrôlée » : le principe ce serait de répartir, dans notre cas, des pays dans deux groupes différents :

---

4.  $E(v|\text{IGDP}, \text{IDist}, \text{ITariff}) = \beta_4 E(\text{colony}|\text{IGDP}, \text{IDist}, \text{ITariff}) \neq 0$

5.  $\text{Cov}(x_1, v) = \beta_2 \text{Cov}(x_1, x_2) \neq 0$

6.  $\tilde{\beta}_1 = \frac{\sum^n (\text{IGDP} - \overline{\text{IGDP}}) \text{ITrade}}{\sum^n (\text{IGDP} - \overline{\text{IGDP}})^2}$

7. Preuve en annexe C.

- (a) « *groupe expérimental* » : qui reçoit une diminution des tarifs douaniers (où  $lTariff = 1$ ).
- (b) « *groupe témoin* » : qui ne reçoit pas une diminution des tarifs douaniers (où  $lTariff = 0$ ).

Mais cette expérience est très difficile, voir impossible à mettre en oeuvre.

3. « *Trouver une variable proxy pour la variable non observée.* »
4. « *Trouver une variable instrumentale pour la variable explicative endogène.* »
5. « *Recourir à des données de panel et supposer que la variable non observée ne change pas à travers le temps.* »

Ainsi donc, le vrai modèle dans la population est :

$$\log(lTrade) = \beta_0 + \beta_1 lGDP + \beta_2 lDist + \beta_3 lTariff + \beta_4 colony + u \quad (C.7)$$

Et le modèle mal spécifié estimé par les MCO est :

$$\widetilde{\log(lTrade)} = \tilde{\beta}_0 + \tilde{\beta}_1 lGDP + \tilde{\beta}_2 lDist + \tilde{\beta}_3 lTariff \quad (C.8)$$

Si  $\beta_3 > 0$  et  $Corr(lGDP, lTariff) > 0$ , alors Biais  $(\tilde{\beta}_1) > 0$ , et si  $Corr(lDist, lTariff) = 0$  le Biais  $(\tilde{\beta}_2) = 0$ . On suppose que  $Corr(lGDP, lDist) = 0$ .

À présent, en reprenant l'équation (C.3), on peut supposer qu'une variable concrète qui serait apte à entraîner un biais de l'estimateur des tarifs douaniers des MCO, serait d'avoir une relation coloniale entre deux pays qui commercent. Étant donné que cette variable devrait logiquement avoir un effet partiel positif sur les échanges commerciaux et qu'elle devrait être négativement corrélée avec les tarifs douaniers, le biais de l'estimateur des tarifs douaniers sera négatif, ainsi donc, on sous-estime, en moyenne, la valeur de l'estimateur des MCO des tarifs douaniers.

La variable explicative des tarifs douaniers est endogène et non convergent, autrement dit, la distribution de l'estimateur ne se confond pas avec la valeur du paramètre dans la population, et l'effet des

tarifs est sous-estimé en moyenne. Cela peut être résolu pas la méthode des variables instrumentales, développées dans la section suivante.

## Méthode des variables instrumentales (IV)

La méthode des variables instrumentales peut être est une alternative possible pour régler le problème de biais d'une variable omise dans le terme d'erreur. En ce qui concerne la validité la variable instrumentale sélectionnée, deux hypothèses doivent être vérifiées :

1. *Variable instrumentale exogène* : elle ne peut être corrélée avec des variables omises dans le terme d'erreur ( $\text{Cov}(z,u) = 0$ ).
2. *Variable instrumentale corrélée* : elle doit être corrélée avec la variable endogène ( $\text{Cov}(z,x) \neq 0$ ), sinon on retrouve l'estimateur des MCO.

De façon à répondre aux deux conditions ci-dessus, la variable instrumentale ( $z$ ) doit entraîner une variation dans la variable endogène ( $x$ ) sans induire une variation dans le terme d'erreur ( $u$ ). Ainsi donc, il faut purger la variable  $x$  de son endogénéité au moyen de la variable  $z$ . La vérification de la corrélation entre  $z$  et  $x$  peut être vérifié au moyen d'un test d'hypothèse :  $\text{Cov}(z,x) \neq 0$ , alors que pour tester la corrélation entre  $z$  et  $u$ , on ne peut vérifier à travers un test d'hypothèse, le choix devra être bien justifié d'après un raisonnement pertinent.

On émet l'hypothèse que la vraie équation structurelle des échanges commerciaux correspond à celle en (C.3), et on va tester une variable instrumentale (IV) pour  $l\text{Tariff}$  (endogène). La IV choisie est une variables dummy, une relation coloniale entre les pays. La variable *colony* (ou  $z$ ) qui est égale à 1 si les pays n'ont pas eu une relation coloniale ( $=0$  autrement), pourrait être la variable instrumentale à condition que :

1. La variable *colony* ne soit pas corrélée avec les facteurs non observés du modèle structurel ( $\text{Cov}(\text{colony}, u) = 0$ ). Autrement dit, la variable *colony* ne doit pas être corrélée avec des facteurs non observés propres aux tarifs douaniers.
2. La variable *colony* soit corrélée avec les tarifs douaniers ( $\text{Cov}(\text{colony}, l\text{Tariff}) \neq 0$ ).

Pour tester la corrélation de la variable instrumentale *colony* sur variable endogène  $l\text{Tariff}$ , on peut procéder de la manière suivante :

$$lTariff = \beta_0 + \beta_1 lGDP + \beta_2 lDist + \beta_3 Common\_l + \beta_4 Common\_c + \beta_5 lPop + \beta_6 lArea + \beta_7 WTO\_d + \beta_8 WTO\_o + \beta_9 FTA + \beta_{10} colony + u \quad (C.9)$$

```
. reg lTariff lGDP lDist Common_l Common_c lPop lArea WTO_o WTO_d FTA colony
```

| Source   | SS         | df     | MS         | Number of obs | = | 32,292 |
|----------|------------|--------|------------|---------------|---|--------|
| Model    | 12808.2267 | 10     | 1280.82267 | F(10, 32281)  | = | 932.28 |
| Residual | 44349.6841 | 32,281 | 1.37386339 | Prob > F      | = | 0.0000 |
|          |            |        |            | R-squared     | = | 0.2241 |
|          |            |        |            | Adj R-squared | = | 0.2238 |
| Total    | 57157.9109 | 32,291 | 1.77008798 | Root MSE      | = | 1.1721 |

  

| lTariff  | Coef.     | Std. Err. | t      | P> t  | [95% Conf. Interval] |           |
|----------|-----------|-----------|--------|-------|----------------------|-----------|
| lGDP     | -.2468728 | .003628   | -68.05 | 0.000 | -.2539838            | -.2397618 |
| lDist    | -.0050056 | .0086616  | -0.58  | 0.563 | -.0219826            | .0119715  |
| Common_l | -.1141773 | .0162754  | -7.02  | 0.000 | -.1460776            | -.0822769 |
| Common_c | -.4470389 | .0637442  | -7.01  | 0.000 | -.5719799            | -.3220978 |
| lPop     | .230545   | .00475    | 48.54  | 0.000 | .2212349             | .239855   |
| lArea    | .1013662  | .0026696  | 37.97  | 0.000 | .0961337             | .1065987  |
| WTO_o    | .3197532  | .0395555  | 8.08   | 0.000 | .2422229             | .3972835  |
| WTO_d    | .0349343  | .0320832  | 1.09   | 0.276 | -.02795              | .0978187  |
| FTA      | -.0263002 | .0161642  | -1.63  | 0.104 | -.0579826            | .0053822  |
| colony   | .2161401  | .0288954  | 7.48   | 0.000 | .159504              | .2727762  |
| _cons    | 10.79126  | .1774666  | 60.81  | 0.000 | 10.44341             | 11.1391   |

FIGURE C.4 – Test de l’hypothèse 2. :  $Cov(Common\_Currency, lTariff) \neq 0$

**Estimation par les 2SLS**

|                | lTrade<br>(lTariff=colony)<br>(1) | lTrade<br>(lTariff=colony)<br>(2) |
|----------------|-----------------------------------|-----------------------------------|
| lGDP           | 0.242***<br>(0.059)               | 0.362***<br>(0.106)               |
| lDist          | -0.663***<br>(0.052)              | -0.743***<br>(0.104)              |
| lTariff        | -5.449***<br>(1.708)              | -0.174<br>(0.330)                 |
| lPop           |                                   | -0.092<br>(0.129)                 |
| lArea          |                                   | 0.093**<br>(0.042)                |
| War            |                                   | -0.099<br>(0.168)                 |
| Common_1       |                                   | 0.487***<br>(0.182)               |
| WTO_o          |                                   | -0.293<br>(0.409)                 |
| WTO_d          |                                   | -0.439*<br>(0.261)                |
| FTA            |                                   | 0.309*<br>(0.167)                 |
| _cons          | 14.987**<br>(6.424)               | -2.715<br>(4.608)                 |
| Observations   | 32,291                            | 1.866                             |
| R <sup>2</sup> |                                   | 0.1167                            |

\* $\rho < 0.1$  ; \*\* $\rho < 0.05$  ; \*\*\* $\rho < 0.01$

TABLE C.1

Le test d'hypothèse dans la tableau C.4, donne comme résultat, un  $\pi_{10} = 0.216$  et un écart-type de 0.029. Par conséquent, les pays partageant une relation coloniale devrait encourir à une augmentation des tarifs douaniers de 0,216 point de %, toutes choses égales par ailleurs. La statistique t de colony est de 7.48 en valeur absolue, et donc la condition d'identification est vérifiée étant donné la p-valeur de 0.000. Autrement dit, rejet de l'hypothèse  $H_0 : (\pi_1 = 0)$ , et donc, non rejet de l'hypothèse  $H_1 : (\pi_1 \neq 0)$  ( $\text{Cov}(\text{colony}, \text{lTariff}) \neq 0$ ) (La deuxième hypothèse est vérifiée).

Cependant, la première hypothèse n'est pas satisfaite parce que la variable colony aurait un impact direct sur le commerce. Hors ce qu'on recherche c'est que les effets d'une relation coloniale entre deux pays passe uniquement par le biais des tarifs douaniers, et ceci n'est pas le cas. Néanmoins si on pense que les effets directs de la relation coloniale sur le commerce ne sont pas trop importants, on pourrait l'accepter comme variable instrumentale mais je ne pense pas que ce soit le cas. À cause de cela, on ne peut prendre la variable colony comme variable instrumentale. Plusieurs variables ont été testées pour trouver une IV fiable, mais aucune n'était pertinente pour la première hypothèse.

Selon une étude de World Trade Organization et de United Nations, il n'y aurait pas de solution parfaite pour trouver une variable instrumentale qui serait corrélée avec les tarifs douaniers et non-corrélé avec les échanges commerciaux (Bacchetta et al., 2012). Par conséquence, on ne peut vérifier le lien de causalité des tarifs douaniers sur les échanges commerciaux inter-pays. De ce fait, la méthode des IV n'est pas davantage développée et on ne peut effectuer d'autres tests (ex. : le test d'Hausman).