

2015-07

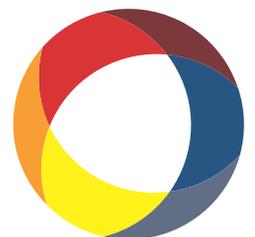
# **L'impact des dépenses publiques en sport sur les médailles olympiques : une analyse économétrique**

Paul Blais-Morisset  
Vincent Boucher  
Bernard Fortin

septembre / september 2015

**Centre de recherche sur les risques  
les enjeux économiques et les politiques publiques**

[www.crrep.ca](http://www.crrep.ca)



## Résumé:

Chaque année, une part significative des dépenses gouvernementales est consacrée au sport de niveau professionnel ou amateur. Certains analystes affirment que ces investissements contribuent fortement au succès d'un pays aux Jeux olympiques (JO). Nous présentons une analyse économétrique du nombre de médailles obtenues aux JO. Nous introduisons l'investissement public en sport comme facteur potentiellement important du nombre de médailles remportées par un pays, en prenant soin de contrôler pour l'hétérogénéité inobservable des pays participants aux JO. Nous présentons, à notre connaissance, la première modélisation du succès olympique utilisant des spécifications de comptage (count data model) en panel estimées à l'aide de variables instrumentales et captant les caractéristiques individuelles et invariantes des nations. Selon les spécifications du modèle retenues, un pays aux caractéristiques moyennes aurait dû accroître son investissement de 72 à 94 millions de dollars, ceteris paribus, afin d'obtenir une médaille supplémentaire aux JO d'été de Londres en 2012..

Keywords : Jeux olympiques, coût des médailles olympiques, modèle de Poisson, modèle binomial négatif, modèle de comptage à inflation de zéros, modèle panel avec variables endogènes

JEL Classification : C16, C23, C25, L83

Blais-Morisset : Université Laval, Département d'économie paul.blais.morisset.1@ulaval.ca

Boucher : CIRPÉE et CREATE, Département d'économie, Université Laval vincent.boucher@ecn.ulaval.ca

Fortin : CIRPÉE et CIRANO, Département d'économie, Université Laval bernard.fortin@ecn.ulaval.ca

Nous tenons à remercier Charles Bellemare, Luc Bissonnette, Marion Goussé et Guy Lacroix pour leurs remarques et commentaires judicieux. Nous remercions en outre la Chaire du Canada en économie des politiques sociales et des ressources humaines et le FQRSC pour leur appui financier.

# Introduction

La majorité des États affectent des sommes substantielles au développement de leurs athlètes, notamment l'élite destinée à se rendre aux Jeux olympiques, vitrine par excellence du sport dans le monde. Par exemple, pour l'année budgétaire 2011-2012, près de 212,7 millions de dollars ont été investis par le gouvernement canadien dans la formation de l'élite sportive<sup>1</sup>. Ces investissements dans le sport d'élite proviennent en grande partie de fonds publics. En principe, ils permettent de former des athlètes de pointe rayonnant sur la scène internationale, ce qui contribue au sentiment de fierté des nations qu'ils représentent.

Les Jeux olympiques d'été (JO), une compétition multidisciplinaire quadriennale, est l'évènement sportif le plus regardé au monde. Lors des Jeux de 2008 tenus à Beijing, on estime que pas moins de 4,7 milliards de personnes ont suivi les différentes épreuves<sup>2</sup>. Les Jeux offrent une excellente opportunité pour les nations participantes d'obtenir un rendement sur les sommes injectées annuellement dans la formation de sportifs d'élite. Lors de ces compétitions, les athlètes de tous les pays tentent de faire la fierté de leur pays en remportant les honneurs dans l'une des 38 disciplines olympiques.

Il est coutume de publier un tableau des résultats des médailles acquises par chacun des pays lors d'une édition des Jeux olympiques. Ce classement n'est pas cautionné par l'organisation olympique, mais les résultats cumulatifs des nations participantes y sont représentés. Le pays terminant au sommet du tableau est, officieusement du moins, couronné vainqueur de cette édition des Olympiques.

L'influence du financement public de l'élite sportive sur le positionnement des pays aux JO est un enjeu financier et social d'une grande importance. Cet investissement gouvernemental fait l'objet de nombreux débats publics, notamment lorsqu'un pays se voit déclassé. Il s'agit d'une question pour laquelle l'analyse économique peut tenter d'apporter un éclairage, puisque les réponses à ces questions sont nombreuses et souvent assez mal documentées.

Nous présentons une analyse économétrique du nombre de médailles remportées aux JO. Nous nous démarquons de la presque totalité des travaux antérieurs par l'ajout du finance-

---

1. Voir Patrimoine Canadien (2012). Ce montant provient du programme de soutien aux sports, du programme de soutien aux athlètes et du programme d'accueil d'événements. Il exclut les investissements canadiens pour les infrastructures sportives.

2. Cette statistique provient de la compagnie d'analyse de marché The Nielson Company (2008).

ment public en sport comme variable explicative du succès olympique, à la manière de Forrest *et al.* (2010). Cependant, contrairement à ces derniers, nous prenons soin de contrôler pour l'endogénéité potentielle de la variable de financement public. Nous contribuons aussi à la littérature en considérant les variables explicatives continues en parts relatives par rapport à l'ensemble des pays retenus. Conséquemment, l'apport de l'effort d'investissement d'un pays sur son résultat aux JO dépendra aussi des dépenses en sport réalisées par les nations concurrentes. Nous innovons aussi par l'utilisation de spécifications de comptage à effets fixes afin de modéliser le nombre de médailles remportées par un pays, tout en considérant les caractéristiques spécifiques et invariantes dans le temps des nations. Plus particulièrement, des résultats sont obtenus pour les spécifications de Poisson et binomiale négative à effets fixes. En outre, des données plus récentes, couvrant les JO d'été de 1992 à Barcelone jusqu'à ceux de Londres en 2012, sont utilisées. De plus, nous présentons une analyse de robustesse en analysant les résultats pondérés ou décomposés selon le type de médailles (l'or, l'argent ou le bronze) ainsi que des spécifications de comptage à inflation de zéros. Enfin, nous estimons le coût moyen d'une médaille olympique additionnelle.

La suite de cet article est organisée en cinq sections. La première présente les variables et les modélisations du succès olympique proposées dans la littérature. La seconde section décrit la base de données utilisée et présente le modèle. La troisième section discute des différents problèmes rencontrés suivant l'inclusion de l'investissement public dans le sport comme variable explicative du succès olympique et propose des spécifications permettant de les surmonter. La quatrième section présente les résultats obtenus et concentre l'analyse sur les spécifications tenant compte de l'hétérogénéité des pays. Nous effectuons une analyse de robustesse et présentons l'interprétation de nos résultats principaux en terme d'investissement public requis pour remporter une médaille olympique supplémentaire lors des JO de 2012 à Londres. Finalement, la conclusion rappelle nos principaux résultats obtenus et présente les avenues futures de recherche.

## 1 Recension de la littérature

Bien que le rêve olympique commence dans la tête de chaque athlète, les nations considèrent généralement qu'il existe plusieurs externalités positives au fait d'être pourvues de sportifs d'élite. Une population en santé est généralement considérée comme l'objectif prin-

cial et avoué du financement sportif, mais ce n'est pas tout. Le développement d'une élite sportive est aussi recherché par les nations pour le prestige qu'elles en tirent sur le plan international et la cohésion qui peut en découler sur le plan interne. De telles raisons peuvent expliquer le choix des pays d'investir dans le sport d'élite.

## 1.1 Les déterminants du succès olympique

Notre revue de la littérature vise d'abord à justifier certaines variables retenues dans notre analyse économétrique. Tel que mentionné plus haut, le choix de plusieurs de nos variables explicatives s'appuie sur les recherches réalisées dans le domaine. Nous retenons le produit intérieur brut *per capita*, la population, l'avantage du pays hôte des JO ainsi que l'investissement gouvernemental en sport comme facteurs de la réussite des nations aux JO. En ce sens, il nous semble pertinent de justifier adéquatement les déterminants sélectionnés.

Le PIB *per capita* et la taille de la population sont des déterminants importants du succès olympique. Ball (1972) les identifie comme faisant partie des 21 indicateurs permettant de différencier les nations dominantes des autres pays participant aux Jeux olympiques. Levine (1974) reprend les résultats obtenus par Ball afin de les expliquer et de les quantifier. Il estime que le PIB par personne et la population expliquent à chacun d'eux près de 40% des résultats olympiques. En fait, une population plus riche a généralement davantage de temps et de ressources à octroyer aux loisirs, ce qui favorise la pratique sportive de la population et donc l'émergence d'athlètes de haut niveau. D'autre part, un PIB par habitant plus élevé signifie une population plus riche disposant de plus de moyens pour investir dans les infrastructures coûteuses nécessaires à la pratique du sport. De plus, elle aura ensuite les moyens de les entretenir, d'encourager sa population à la pratique du sport et d'acquérir les entraîneurs et les infrastructures de pointe nécessaires pour que son équipe nationale puisse être concurrentielle sur la scène internationale.

Levine (1974) conclut que le PIB n'est pas le déterminant adéquat et qu'il serait préférable de se fier à des indices d'utilisation des ressources directes, comme le montant déboursé pour le sport et la proportion du produit intérieur brut affectée par le pays au soutien des athlètes. Ces informations n'étant pas accessibles à son époque, la mesure du PIB par habitant demeure la meilleure approximation dans les circonstances.

Nous retenons aussi la population comme facteur explicatif. Le bassin de population accroît la possibilité pour un pays de voir émerger un des individus possédant les caractéristiques physiques et les habiletés idéales à la pratique d'un sport donné.

Par ailleurs, certains auteurs (Johnson et Ali, 2000; Tcha, 2004; Poupaux, 2006) ont introduit des variables muettes pour tenir compte de l'avantage d'obtenir des médailles dans le cas des nations anciennement communistes. Dans notre approche, les effets fixes de pays, lorsqu'ils sont introduits dans le modèle, intègrent cette caractéristique.

Finalement, accueillir les Jeux à domicile influence de façon significative la performance globale du pays hôte. Ainsi, Clarke (2000) a déterminé que les pays voient augmenter de près de 30% leurs acquisitions de médailles lorsqu'ils reçoivent les JO. Deux explications peuvent aider à comprendre ce phénomène. D'abord, il y a les avantages dont bénéficient directement les athlètes du pays hôte : moins de fatigue due au transport et à l'accommodation, connaissance approfondie du terrain où se déroule la compétition, motivation provenant des encouragements des amateurs locaux qui remplissent les gradins, *etc.* Enfin, les pays hôte des jeux bénéficient aussi du privilège accordé par le Comité international olympique (CIO) de pouvoir inscrire plus de concurrents aux épreuves en plus d'avoir une place acquise dans chacune des disciplines.

## 1.2 Modélisation économétrique du succès olympique

On trouve plusieurs approches méthodologiques dans la littérature. Nous discutons ici les plus utilisées, en prenant soins d'identifier les forces et faiblesses de chacune.

Le modèle Tobit est souvent utilisé afin de tenir compte du problème des données censurées à zéro (à chaque année, plusieurs pays n'obtiennent aucune médaille) qui biaisent les estimations linéaires par moindres carrés ordinaires (MCO) du succès Olympique. C'est le cas notamment de Bernard et Busse (2004) dont le modèle inclut les déterminants qui ont été explicités précédemment. Pour justifier leur approche, les deux chercheurs prennent soin de comparer les résultats du modèle Tobit à ceux obtenus par les moindres carrés ordinaires. Ainsi, les auteurs montrent que ce modèle parvient à un meilleur ajustement que la régression classique par MCO.

Plusieurs auteurs ont repris le modèle de Bernard et Busse (2004) en adaptant certains

éléments afin d'en améliorer la performance. Certains comme Andreff *et al.* (2008) tentent de capter l'effet de la culture sportive en incluant à la modélisation des variables reflétant certaines différences régionales (*e.g.*, variables muettes par regroupement de pays ayant des spécialités sportives similaires). D'autres utilisent un modèle Tobit très semblable dans le but d'expliquer et de prédire le succès des nations aux Jeux olympiques d'hiver (Johnson et Ali, 2004; Pfau, 2006; Andreff et Andreff, 2012). Enfin, Buts *et al.* (2011) adaptent ce modèle afin d'expliquer le succès des pays aux Jeux paralympiques d'été.

Certains auteurs ont, quant à eux, préféré des méthodes qui, à l'opposé du modèle Tobit, tiennent compte explicitement de la nature discrète de la variable dépendante (nombre de médailles). Roberts (2006) modélise le succès olympique à l'aide de spécifications de comptage, notamment Poisson et binomial négatif, pour modéliser le résultat des pays aux Jeux d'Athènes en 2004. Les spécifications de comptage sont reprises pour analyser les résultats de plusieurs éditions des JO par Lui et Suen (2008). Par contre, l'estimation des médailles olympiques édition par édition ne permet pas à ces auteurs de tenir compte des caractéristiques individuelles invariantes dans le temps des nations participantes. Nous reprenons donc le choix de spécifications de comptage, en intégrant en particulier une variable d'investissement gouvernemental en sport.

### 1.3 Hétérogénéité inobservée

Le traitement de l'hétérogénéité inobservée est en général ignoré dans la littérature. Certains auteurs en tiennent compte cependant. Ainsi la spécification Tobit avec effets aléatoires de Bernard et Busse (2004) suppose que les caractéristiques inobservées et invariantes dans le temps des pays sont aléatoirement distribuées. Ces effets se combinent linéairement au terme d'erreur idiosyncratique des pays pouvant varier dans le temps. Cependant, une telle approche suppose que les effets aléatoires sont indépendants des variables explicatives. Autrement dit, la culture sportive d'un pays, par exemple les États-Unis, ne devrait pas être liée à son grand niveau de richesse par habitant ou à son niveau massif d'investissement en sport. Il s'agit d'une hypothèse forte et qui semble peu réaliste. Celle-ci permet cependant aux auteurs de surmonter le problème des paramètres incidents qui prévaut dans le cadre d'une spécification à effets fixes permettant une corrélation entre les variables observées explicatives et les variables inobservées invariantes dans le temps. Ce problème survient lorsque le nombre de périodes d'un panel est faible et fixe et que le nombre de paramètres à estimer

croît avec le nombre de pays. Il se répercute sous forme de biais et de non-convergence des estimateurs dans les spécifications (non-linéaires) de type Tobit.

Par rapport au Tobit à effets aléatoires, un avantage d'une approche de comptage par rapport est non seulement de tenir compte de l'aspect discret de la variable dépendante mais aussi de relâcher l'hypothèse d'absence de corrélation entre les variables explicatives observées et les effets individuels et invariants dans le temps. On peut en effet montrer (Cameron et Trivedi, 2013) que le modèle de comptage Poisson avec effets fixes n'est pas touché par le problème des paramètres incidents. Enfin, comme nous le discutons plus loin (voir sous-section 3.1), le modèle binomial négatif avec la correction de déviance de Pearson permet aussi de palier ce problème.

## 1.4 Le coût de la médaille

Johnson et Ali (2004) sont les premiers à présenter des estimations sur le coût d'une médaille olympique pour un pays. Les auteurs reprennent la modélisation du succès obtenu par les pays aux JO telle que mise en oeuvre par Johnson et Ali (2000). Selon les chercheurs, la hausse du PIB par habitant nécessaire à l'obtention une victoire sportive supplémentaire reflète la valeur d'une médaille olympique. Par contre, cette conclusion exclut la possibilité pour un pays de se munir de politiques d'investissements concrètes et ciblées afin d'améliorer son classement aux JO. Ce résultat de Johnson et Ali (2004) a donc une portée très limitée pour les décideurs publics et les orientations sportives du pays.

Une seule étude porte sur l'investissement direct dans le sport comme déterminant du nombre de médailles obtenues par les nations aux Olympiques. Forrest *et al.* (2010) cherchent à améliorer le modèle standard par l'ajout du logarithme de l'investissement en sport par habitant. Cette addition permet d'estimer à près de 40 millions d'euros (52 millions USD) le financement public moyen qu'un pays doit réaliser pour obtenir une médaille d'or supplémentaire aux Jeux olympiques d'été. Cependant, comme nous l'avons discuté précédemment, la spécification Tobit utilisée par Forrest *et al.* (2010) est difficilement compatible avec la nature discrète du problème. De plus, le problème d'endogénéité de la variable d'investissement en sport, dont nous discuterons plus loin, n'a pas été traité par ces auteurs. Nous contribuons donc à la littérature en présentant des modèles de comptage et en tenant compte de l'endogénéité de la variable d'investissement par une méthode de variables instrumentales.

## 2 Méthodologie

### 2.1 Les données

Nos données proviennent de plusieurs sources distinctes. À notre connaissance, il n'existe aucune base de données recensant directement le financement public accordé aux sports pour l'ensemble des pays. Cependant, les Nations Unies ont développé un système de classification des dépenses gouvernementales appelé *Classification of Functions of the Government* (COFOG). À la manière de Forrest *et al.* (2010), la catégorie définissant les investissements gouvernementaux en *loisir, culture et affaires religieuses*<sup>3</sup> est retenue comme variable approximant les dépenses gouvernementales affectées aux sports. Ces derniers argumentent qu'une part importante et constante de cette catégorie de dépenses est attribuée aux sports. Ils ajoutent que la corrélation entre les investissements en sport et en loisir est suffisamment forte pour que cette variable puisse contrôler pour les dépenses publiques en sport. Par ailleurs, l'inclusion de cette variable leur permet d'accroître la valeur prédictive de leur modèle. Nous nous inscrivons donc en continuité avec ces auteurs en utilisant la variable *loisir, culture et affaires religieuses* comme *proxy* pour l'investissement public en sport de haut niveau.

Quatre institutions différentes publient de l'information conformément à ce système de classification et ont permis de créer notre variable d'investissement sportif. La source principale de données sur cette variable d'approximation provient du Fonds Monétaire International (FMI) qui publie annuellement le *Government Finance Statistics* (GFS). Ce document recense les données des différentes catégories du COFOG pour une majorité de pays, et ce, depuis 1990. Du reste, Eurostat, la division statistique des Nations-Unis, ainsi que par l'Organisation de Coopération et de Développement Économiques (OCDE) donnent également accès en ligne à cette variable d'approximation du financement gouvernemental du sport. Ces trois dernières sources ont permis d'augmenter l'échantillon de pays recensés par la base de données. Malgré cet effort pour obtenir une base de données complète, l'information n'est pas disponible pour l'ensemble des pays participants aux Jeux olympiques d'été. Nous supposons que les pays absents de l'échantillon sont aléatoirement manquants.

Afin de compléter les données d'investissement manquantes dans la série temporelle d'un

---

3. *Recreational, Cultural and Religious Affairs.*

pays, la méthode d'interpolation par splines cubiques a été retenue. Les pays dont plus de 8% des données avaient été générées par cette méthode ont été retirés de la base de données. Au total, le financement public du sport de 53 pays et couvrant six éditions des Jeux olympiques d'été, soit ceux de 1992-1996-2000-2004-2008-2012, permettent d'obtenir les 318 observations utilisées pour notre recherche. La variable reflétant l'investissement public en sport est convertie en devise commune puis actualisée à l'aide de la *Penn World Table*<sup>4</sup>. Le financement gouvernemental du sport est alors exprimé en dollars américains constants de 2012 à parité du pouvoir d'achat. Finalement, la variable explicative est divisée par le nombre d'habitants du pays de manière à considérer un montant investi par individu pour la pratique du sport.

Le produit intérieur brut par habitant, ainsi que l'estimation de la population des pays retenus sont disponibles sur le site de la *Data World Bank*<sup>5</sup>. Finalement, le nombre de médailles remportées par les pays dans chacune des six éditions des JO d'été couvertes et l'information sur les pays hôtes sont disponibles sur le site du Comité International Olympique (CIO).

Nous nous distinguons des analyse précédentes par la spécification des variables explicatives continues en ratio. Ainsi, la population, le produit intérieur brut par habitant et les sommes gouvernementales dépensées dans le sport *per capita* sont tous trois spécifiés en proportion de la même variable au niveau de l'ensemble des pays retenus. Cette construction de variables permet de considérer l'effet du comportement et des caractéristiques des nations adverses sur le propre résultat olympique du pays. Par exemple, l'impact de la population sur la performance olympique peut s'atténuer même si son bassin d'athlètes ne connaît aucun changement. À population constante pour un pays, la croissance du bassin d'athlètes mondial devrait avoir un impact négatif sur le succès olympique de la nation.

Cette idée de ratio est particulièrement intéressante dans le cas de la variable d'investissement puisqu'elle représente en quelque sorte l'effort qu'un pays déploie pour se démarquer de ses adversaires sur la scène sportive internationale. De façon similaire à la population, cette nouvelle variable rend compte de l'impact d'une variation de l'investissement des autres pays sur le propre résultat olympique d'un pays. Ainsi, lorsque les dépenses en sport au niveau mondial double, un pays qui double lui aussi son investissement ne devrait pas être en mesure d'obtenir davantage de médailles.

---

4. Disponible au : <http://www.rug.nl/research/ggdc/data/penn-world-table>.

5. <http://data.worldbank.org/>

Nos modélisations retiendront l'ensemble des variables retrouvées dans la littérature précédemment décrite. Par contre, les dépenses publiques en sport par habitant, le produit intérieur brut par tête et la population seront introduits en proportion. De plus, nous utilisons une transformation logarithmique de ces trois variables explicatives. Le tableau 1 présente la construction détaillée de chacune des variables ainsi que certaines statistiques descriptives qui leur sont associées.

**Tableau 1:** Statistiques descriptives des variables basées sur 318 observations : 53 pays (i) et six olympiades (t)

| Symbole            | Variable                            | Définition   | Moyenne | Écart-type |
|--------------------|-------------------------------------|--|---------|------------|
| $M_{it}$           | Médailles                           | $\sum \text{médaille(s)}_{it}$   | 11,015  | 19,909     |
| $INV_{it}$         | Investissement par habitant         | $\ln \left( \frac{Inv_{it}/Population_{it}}{\sum_i Inv_{it}/\sum_i Population_{it}} \right)$ | -5,342  | 2,229      |
| $PIB_{it}$         | Produit intérieur brut par habitant | $\ln \left( \frac{PIB_{it}/Population_{it}}{\sum_i PIB_{it}/\sum_i Population_{it}} \right)$ | -4,679  | 1,429      |
| $POP_{it}$         | Population                          | $\ln \left( \frac{Population_{it}}{\sum_i Population_{it}} \right)$                          | -5,631  | 1,734      |
| $H\hat{O}T E_{it}$ | Hôte                                | = 1 si pays hôte; 0 sinon.   | 0,016   | 0,146      |

## 2.2 Spécification des modèles de comptage

La nature discrète du nombre de médailles remportées par les pays motive l'utilisation des modèles de Poisson et binomiaux négatifs tenant compte aussi des effets fixes propres aux différents pays. Soit  $M_{it}$  le nombre de médailles remportées par un pays  $i$  lors d'une édition  $t$  des JO d'été, le modèle liant la performance olympique d'un pays à ses déterminants peut s'écrire en terme d'espérance conditionnelle :

$$\begin{aligned}
 E[M_{it}|\mathbf{X}_{it}, \alpha_i] &= \exp(\mathbf{X}'_{it}\boldsymbol{\beta} + \alpha_i) \\
 &= \exp\left(\beta_1 INV_{it} + \beta_2 PIB_{it} + \beta_3 POP_{it} + \beta_4 H\hat{O}T E_{it} + \ln M_t + \alpha_i\right),
 \end{aligned}
 \tag{1}$$

où  $\mathbf{X}_{it}$  est le vecteur des variables explicatives pour le pays  $i$  au temps  $t$  incluant  $\ln M_t$ , où  $M_t$  représente le nombre total de médailles qui étaient en jeu à l'édition  $t$  des JO. Cette variable est ajoutée afin de tenir compte de la croissance du nombre de médailles à travers

les éditions des JO d'été dans le cadre de modélisations discrètes.<sup>6</sup> Le terme  $\alpha_i$  représente les effets invariants dans le temps propres à chaque nation et qui influencent le succès olympique (effet fixe). La section suivante explique la technique pour considérer ce terme dans nos spécifications du modèle.

Dans le cas des modèles de comptage à effets fixes,  $M_{it}$  est une variable prenant des valeurs entières, non-négatives. Lorsque celle-ci suit une loi de Poisson, on a :

$$P(M_{it}|\mathbf{X}_{it}, \alpha_i) = \frac{\exp(-\mu_{it})\mu_{it}^{M_{it}}}{M_{it}!}, \quad M_{it} = 0, 1, 2, \dots, \quad (2)$$

avec  $\mu_{it} \equiv E[M_{it}|\mathbf{X}_{it}, \alpha_i]$ . Ainsi, la loi de Poisson à effets fixes dépend d'un unique paramètre donné par l'espérance conditionnelle. De plus, le modèle de Poisson se restreint aux données de comptage équidispersées, c'est-à-dire aux données dont la moyenne est strictement égale à la variance. En effet, on a aussi :

$$\text{Var}[M_{it}|\mathbf{X}_{it}, \alpha_i] = \mu_{it} = \exp(\mathbf{X}_{it}'\boldsymbol{\beta} + \alpha_i).$$

Le tableau 1 montre que cette particularité n'est pas respectée par les données, la moyenne étant significativement plus faible que la variance<sup>7</sup> du nombre de médailles remportées par les pays aux JO.

L'utilisation d'un modèle binomial négatif est souvent proposé comme solution permettant de considérer la surdispersion des données (Cameron et Trivedi, 2005). Dans ce cas, on a :

$$P(M_{it}|\mathbf{X}_{it}, \alpha_i) = \frac{\Gamma(\vartheta_i + M_{it})}{\Gamma(1 + M_{it})\Gamma(\vartheta_i)} \left(\frac{\vartheta_i}{\mu_{it} + \vartheta_i}\right)^{\vartheta_i} \left(\frac{\mu_{it}}{\mu_{it} + \vartheta_i}\right)^{M_{it}}, \quad M_{it} = 0, 1, 2, \dots, \quad (3)$$

où  $\Gamma(\cdot)$  est la fonction gamma.

---

6. Les méthodes d'estimation retenues nous permettent d'imposer à 1 la valeur du coefficient associé à  $\ln M_t$

7.  $E(M_{it}) \approx 11$  et  $\text{Var}(M_{it}) \approx 396$ .

Comme pour le modèle de Poisson, la moyenne est égale au paramètre  $\mu_{it}$  :

$$E[M_{it}|\mathbf{X}_{it}, \alpha_i] = \mu_{it} = \exp(\mathbf{X}'_{it}\boldsymbol{\beta} + \alpha_i). \quad (4)$$

Cependant, la variance s'écrit maintenant comme la somme du paramètre  $\mu_{it}$  et d'un terme de surdispersion :

$$\text{Var}[M_{it}|\mathbf{X}_{it}, \alpha_i] = \mu_{it} + \left(\frac{1}{\vartheta_i}\right) \mu_{it}^p. \quad (5)$$

où  $p$  est un paramètre. Dans le modèle négatif binomial classique de type 2 (NB2),  $p = 2$ , de sorte que le second terme de l'équation (5) s'écrit comme une fonction quadratique :  $\left(\frac{1}{\vartheta_i}\right) \mu_{it}^2$ . Suivant cette spécification, le modèle de Poisson est un cas particulier du modèle binomial négatif où le paramètre  $\vartheta_i$  tend vers l'infini. Un paramètre de dispersion  $\xi_i$  égal à la fraction  $\frac{1}{\vartheta_i}$  est évalué lors l'estimation du modèle binomial négatif.

### 3 Spécifications économétriques retenues

Deux problèmes économétriques surviennent suite à l'ajout de l'investissement gouvernemental en sport par habitant à la modélisation du succès olympique. Cette section discute de ces derniers et propose des approches afin de résoudre chacun d'eux.

#### 3.1 Hétérogénéité des nations participantes

Certains pays possèdent un avantage comparatif quant à l'obtention de médailles olympiques. En fait, pour un pays donné, des caractéristiques inobservables et invariantes dans le temps peuvent expliquer son succès aux Jeux olympiques. Dans le langage courant, ces attributs se voient souvent désignés par le nom de "culture sportive" d'un pays. Bien que le concept puisse sembler flou et vaste, la culture sportive représente les caractéristiques nationales qui facilitent la récolte de médailles olympiques. L'histoire olympique et la spécialisation sportive d'un pays, l'intensité de la participation d'une nation, de même que la génétique avantageuse de certains peuples, sont de bons exemples de ces avantages.

Pour tenir compte de ce phénomène, Hausman *et al.* (1984) ont utilisé un modèle conditionnel négatif binomial pour données panel. Cependant Allison et Waterman (2002) ont critiqué cette approche en soulignant que leur estimateur n'est pas véritablement à effets fixes puisqu'il ne parvient pas à contrôler pour l'ensemble des caractéristiques invariantes dans le temps. Ils proposent notamment l'utilisation d'un modèle à effets fixes incluant l'ensemble de caractéristiques individuelles invariantes. Suivant leur suggestion, nous intégrons une variable indicatrice  $d_i$  pour chaque pays (moins un) et estimons les paramètres  $\kappa_i$  qui captent l'hétérogénéité des nations face aux gains de médailles olympiques :

$$E[M_{it}|\mathbf{X}_{it}, \mathbf{d}_i] = \exp\left(\mathbf{X}'_{it}\boldsymbol{\beta} + \sum_{i=1}^{52} \kappa_i d_i\right), \quad (6)$$

où  $\mathbf{d}_i$  est le vecteur des variables dichotomiques identifiant les pays.

Un modèle de Poisson avec effets fixes ne souffre pas d'un biais dû au problème de paramètres incidents (Cameron et Trivedi, 2013). En d'autres termes,  $\boldsymbol{\beta}$  peut être estimé de façon convergente. En revanche, l'estimateur du modèle binomial négatif tenant compte des effets fixes peut-être non convergent. Cependant, Allison et Waterman (2002) montrent à l'aide de simulations Monte Carlo que, dans le cas d'un modèle à faible nombre de périodes, il ne semble pas y avoir un biais significatif des coefficients estimés. De plus, Hilbe (2011) indique que ce biais qui est associé à l'écart-type peut être aisément corrigé à l'aide de la statistique de déviance de Pearson. Nous mettons en oeuvre une telle correction lors de l'estimation de la spécification binomiale négative. De telles conclusions nous permettent de justifier notre utilisation de spécifications de comptage à partir d'un modèle négatif binomial à effets fixes, dans le cadre de la modélisation du nombre de médailles remportées aux JO.

## 3.2 Endogénéité de l'investissement

L'inclusion du logarithme des dépenses dans le sport par habitant est une source potentielle d'endogénéité. Une des raisons de cette endogénéité provient de la simultanéité entre la variable identifiant les dépenses publiques et le nombre de médailles remportées. L'investissement dans le sport amène fort probablement un succès plus élevé aux Olympiques. En contrepartie, un mauvais résultat aux JO peut inciter un pays à investir avec l'intention d'améliorer son résultat. La relation causale peut donc être inversée et il est nécessaire de

corriger ce biais de simultanéité dans le but d’obtenir un estimateur convergent de l’impact des dépenses gouvernementales en sport. L’omission des facteurs idiosyncratiques expliquant le choix de l’investissement en sport d’un pays et qui influence néanmoins le succès olympique représente une autre source probable d’endogénéité (biais de variables omises).

La modélisation par maximum de vraisemblance avec une variable instrumentant l’investissement en sport est proposée afin de résoudre le biais découlant de l’endogénéité de la variable<sup>8</sup>. Nous suggérons le financement public du sport retardé d’une édition des JO comme variable instrumentale. La justification de cet instrument est a priori très intuitive. Le niveau de financement public passé explique dans une certaine mesure l’effort de financement actuel des activités sportives par le gouvernement. Bien sûr, l’instrument retardé proposé pourrait être corrélé avec le terme d’erreur s’il explique le succès actuel aux Jeux, ce qui peut poser un problème. Cependant, la variable explicative du financement a été construite en moyenne d’investissement pour les quatre années antérieures à une édition des JO. De ce fait, l’instrument recueille l’information sur les investissements qui ont été réalisés quatre années avant une édition des JO. Ainsi, la corrélation entre le terme aléatoire du succès olympique contemporain et l’instrument retardé devrait être faible. Par ailleurs, notre variable instrumentale ne semble pas être faible puisqu’il est fortement corrélé avec l’investissement en sport.

Un problème découlant de notre approche est la possibilité d’avoir un instrument qui ne soit pas exogène. Par exemple, le test de suridentification de Sargan (1958) permet de tester la validité des instruments en s’assurant que la corrélation entre le terme d’erreur et l’instrument soit nulle. Cependant, ce dernier test requiert la sur-identification du modèle et par conséquent, l’utilisation d’au moins deux instruments valides. Malheureusement, nous n’avons pas trouvé d’instrument additionnel adéquat puisque tous ceux que nous avons utilisés souffraient d’un problème d’instrument faible.

---

8. Plus précisément, le modèle est estimé par une approche de maximum de vraisemblance à deux équations. La première équation détermine le nombre de médailles et la seconde détermine l’investissement public en sport en fonction linéaire de l’ensemble des variables explicatives exogènes de la première équation et de l’instrument. Le problème d’endogénéité provient de la présence d’une corrélation potentielle dans les termes d’erreur des deux équations.

## 4 Résultats

### 4.1 Modèles de comptage

Le tableau 2 présente les paramètres estimés pour différentes spécifications discrètes estimées par maximum de vraisemblance. La première colonne contient les estimés obtenus par la spécification binomiale négative considérant la culture sportive invariante et propre à chacun des pays et dont les écarts-types ont été corrigés par la statistique de déviance de Pearson (NB-EF). Les deux colonnes suivantes présente une spécification de Poisson robuste par grappe (*cluster-robust*) tenant compte des effets fixes (Poisson-EF). La dernière colonne présente la spécification de Poisson à effets fixes dont l’investissement public en sport a été instrumenté par le financement gouvernemental en sport réalisé pour les JO précédents (Poisson-EF+VI). Les modèles de comptage offrent l’avantage d’être plus flexibles quant à la gestion de la non linéarité des données contrairement aux modèles linéaires. Comme il a déjà été mentionné, la spécification binomiale négative est moins restrictive que la spécification de Poisson puisqu’elle permet la surdispersion dans les données à travers un paramètre estimable  $\xi$ .

Les paramètres estimés sont très semblables pour les deux premières spécifications de comptage à effets fixes. Cependant, la spécification NB-EF nous semble préférable, étant donné le paramètre de surdispersion est significatif à 1%. Par ailleurs, le critère d’information bayésien (CIB) est un bon indicateur de la version préférée du modèle. Le fait que celui-ci soit sensiblement plus faible dans le cas de la spécification binomiale négative justifie aussi notre préférence pour cette modèle. Cependant, le faible écart entre les coefficients estimés des deux modélisations nous permet de penser qu’il est possible d’approximer la relation par le modèle le Poisson EF avec un minimum de biais. Cela nous permet ainsi d’analyser l’impact du traitement du biais de simultanéité par la méthode des VI pour la spécification de Poisson à effets fixes<sup>9</sup>.

La spécification de Poisson EF+VI conduit à des paramètres quelque peu différents de ceux obtenus dans les spécifications précédentes. L’impact du financement gouvernemental en sport est près de deux fois supérieur dans le cas de la spécification de Poisson instrumenté

---

9. Dans ce travail, et compte tenu de la difficulté d’estimer le modèle binomial négatif avec effets fixes et endogénéité, nous nous limiterons donc à la spécification du modèle de Poisson.

**Tableau 2:** Estimation des modèles de comptage avec effets fixes :  
Variable dépendante : nombre de médailles remportées par la nation

|                                      | NB                            | Poisson             |                     |
|--------------------------------------|-------------------------------|---------------------|---------------------|
|                                      | EF                            | EF                  | EF+VI               |
| Investissement public en sport       | 0,226***<br>(0,045)           | 0,209***<br>(0,062) | 0,380***<br>(0,085) |
| PIB per capita                       | -0,048<br>(0,071)             | -0,067<br>(0,078)   | -0,113<br>(0,130)   |
| Population                           | 0,697***<br>(0,044)           | 0,696***<br>(0,074) | 0,685***<br>(0,051) |
| Pays hôte                            | 0,362***<br>(0,097)           | 0,302***<br>(0,106) | 0,281**<br>(0,118)  |
| constante                            | -0,615<br>(0,467)             | -0,872<br>(0,577)   | 0,096<br>(0,808)    |
| Log-vraisemblance                    | -585,8                        | -592,8              | —                   |
| Paramètre du surdispersion : $\xi$   | 0,019 <sup>†</sup><br>(0,008) | —                   | —                   |
| Critère d'information bayésien (CIB) | 1494                          | 1503                | —                   |

Écart type entre parenthèses ; \*  $p < 0,1$  \*\*  $p < 0,05$  \*\*\*  $p < 0,01$  ;

<sup>†</sup>Test du ratio de vraisemblance de  $\xi = 0$  :  $\bar{\chi}^2(01) = 13,98$   $\Pr_{\geq} \bar{\chi}^2 = 0,000$ .

Note :Les trois premières variables explicatives sont en proportion de la variable correspondante au niveau de l'ensemble des nations retenues et en log.

par les investissements passés. Cette différence entre les estimateurs peut s'expliquer par la simultanéité de la relation entre le financement gouvernemental des sports et le résultat des nations aux JO d'été.

Considérant la forme logarithmique que nous donnons aux variables explicatives continues, il est possible d'interpréter les coefficients des variables continues comme des (pseudo-)élasticités. Ainsi, selon nos résultats, l'élasticité (significative à 1%) du nombre de médailles obtenus par rapport aux dépenses publiques en sport varie entre 0,2 et 0,38, selon qu'on ignore ou que l'on tienne compte de l'endogénéité de cette variable.

S'agissant des autres variables explicatives, il est intéressant de noter que lorsque l'on contrôle pour les effets fixes, le produit intérieur brut par tête ne semble plus influencer de

façon significative le positionnement des nations concurrentes aux JO. Ce résultat diffère grandement de la littérature qui ne considérait pas le financement gouvernemental du sport et qui estimait un effet important pour cette variable. Nous avons réalisé des estimations excluant le financement gouvernemental du sport et ces dernières ont conduit à des estimés élevés et significatifs du PIB par habitant. Ce constat est cohérent avec l'hypothèse que le financement public du sport reflète la volonté d'un pays à s'illustrer sur la scène internationale. Par conséquent, puisqu'il décrit un effort matérialisé d'un pays afin d'augmenter son positionnement aux JO d'été, il s'agit d'un déterminant plus adapté du succès olympique que la richesse relative d'un pays.

Par ailleurs, l'élasticité estimée du nombre de médailles par rapport à la population du pays est égal à environ 0,69 et est très robuste au choix de la spécification. À partir de ce résultat, nous estimons qu'un pays aux caractéristiques moyennes obtiendrait, toutes choses étant égales par ailleurs, environ 16 médailles supplémentaires si son nombre d'habitants doublait.

Le paramètre estimé de la variable dichotomique indiquant le pays hôtes des JO d'été peut s'interpréter en terme de ratio de taux d'incidence. Ainsi, *ceteris paribus*, nous estimons qu'un pays hôte aux caractéristiques moyennes remporte 43,6% de médailles supplémentaires par rapport à sa performance si les JO d'été n'avaient pas été à domicile. Ce résultat est quelque peu supérieur au résultat obtenu par Clarke (2000). En effet, ce dernier estime à près de 30% l'espérance de gain de médailles supplémentaires d'un pays lorsque les JO se déroulent à domicile. Cet écart de résultats trouve justification dans les méthodes économétriques, les variables explicatives ainsi que les données variant entre les deux études. Ainsi, l'analyse de Clarke comprend les Jeux olympiques de Montréal (1976) auxquels le Canada n'a gagné que 11 médailles, une contre-performance historique pour un pays hôte. D'autre part, notre échantillon, quant à lui, contient les résultats impressionnants de la Chine qui excellèrent outre mesure lors des Jeux olympiques de Beijing (2008).

## 4.2 Analyse de robustesse

### 4.2.1 Modèle pondéré et désagrégé

Jusqu'ici, nous avons posé que l'effet d'une hausse de l'investissement en sport était le même sur le nombre de médailles, quelle que soit le type de médailles (bronze, argent ou or). Cette hypothèse est bien évidemment sujette à caution. Dans cette sous-section, nous estimons un modèle de comptage en accordant des pondérations différentes à chaque type de médaille (3 points, 2 points ou 1 point pour les médailles d'or, d'argent et de bronze, respectivement). La somme des points est alors utilisée comme variable dépendante de notre modèle. La première colonne du tableau 4 présente la spécification binomiale négative à effets fixes en utilisant ces pondérations. Les trois colonnes suivantes présentent une spécification binomiale négative à effets fixes pour un modèle décomposé par catégorie de médailles remportées. Nous estimons l'impact des variables explicatives sur l'acquisition de médailles d'or, d'argent ou de bronze respectivement.

L'impact estimé des variables explicatives du résultat olympique est en général plus élevé dans le cas de la spécification pondérée à effets fixes que dans le cas du modèle correspondant mais qui accorde une même valeur à chacune des positions (voir première colonne du Tableau 2). Ainsi, l'élasticité estimée de l'investissement public en sport est maintenant de 0,293 en comparaison de 0,226. En outre, selon la spécification pondérée du modèle, la nation moyenne hôte des JO remporte près de 65% plus de médailles qu'elle ne l'aurait fait normalement. Cet avantage est nettement supérieur à celui estimé par le modèle non pondéré (43,6%). Lorsque l'on décompose le modèle, l'avantage estimé pour les pays hôtes semble principalement associé aux médailles d'or. En revanche, une variation de l'importance relative de la population d'un pays influence le résultat olympique de façon très semblable à celui obtenu par le modèle comptage non pondéré. De plus, l'impact est robuste sur chacun des trois types de médaille. Il est à noter que seules les colonnes 2, 3 et 4 sont comparables entre elles.

En utilisant la pondération retenue, nous posons implicitement l'hypothèse que la valeur accordée aux médailles croît de façon linéaire. Il est cependant possible que les nations accordent une valeur plus que trois fois plus grande à la première position internationale qu'à la médaille de bronze. Si on augmente la valeur accordée à la médaille d'or, les coefficients estimés ne changent que très peu par rapport à l'importance supplémentaire accordée à la médaille d'or. Donc, en plus d'être couramment utilisée dans la littérature, cette pondération

**Tableau 3:** Estimations à partir de la régression binomiale négative pondérée et décomposée avec effets fixes

|   | total pond.         | or                  | argent               | bronze              |
|---|---------------------|---------------------|----------------------|---------------------|
| Investissement public en sport          | 0,293***<br>(0,050) | 0,346***<br>(0,082) | 0,101<br>(0,064)     | 0,218***<br>(0,065) |
| PIB per capita                          | 0,036<br>(0,081)    | -0,164<br>(0,127)   | -0,080<br>(0,119)    | -0,032<br>(0,093)   |
| Population                              | 0,748***<br>(0,044) | 0,791***<br>(0,080) | 0,736***<br>(0,085)  | 0,589***<br>(0,062) |
| Pays hôte                               | 0,501***<br>(0,146) | 0,581***<br>(0,134) | 0,214*<br>(0,111)    | 0,123<br>(0,122)    |
| constante                               | 1,268*<br>(0,577)   | -0,133<br>(0,731)   | -1,863***<br>(0,661) | 0,874<br>(0,615)    |
| Paramètre du surdispersion : $\xi$      | 0,076<br>(0,015)    | 0,219<br>(0,016)    | 0,000<br>(0,000)     | 0,003<br>(0,012)    |
| LR test de $\xi = 0 : \bar{\chi}^2(01)$ | 162,13              | 2,83                | 3.5e-05              | 0,08                |
| $\Pr \geq \bar{\chi}^2$                 | 0,000               | 0,046               | 0,498                | 0,391               |
| Log-vraisemblance                       | -763,4              | -393,3              | -404,5               | -430,3              |
| Critère d'information bayésien (CIB)    | 1850                | 1109                | 1131                 | 1183                |

Écart type entre parenthèses ; \*  $p < 0,1$  \*\*  $p < 0,05$  \*\*\*  $p < 0,01$ .

Note :Les trois premières variables explicatives sont en proportion de la variable correspondante au niveau de l'ensemble des nations de l'échantillon et en log.

semble soutenue par notre modèle. Le CIB obtenu pour le modèle pondéré est nettement plus élevé que celui qui accorde une même valeur aux trois catégories de médailles. Notre modèle semble donc avoir davantage de facilité à expliquer les résultats lorsque l'on accorde une même valeur à chacune des trois médailles.<sup>10</sup>

#### 4.2.2 Spécifications de comptage à inflation de zéros

Dans cette sous-section, nous présentons les spécifications de comptage à inflation de zéros afin d'analyser l'influence de la censure à zéro au niveau de la variable dépendante.

<sup>10</sup>. On doit cependant noter que les CIB des deux modèles ne sont pas parfaitement comparables puisque la définition de la variable dépendante n'est pas exactement la même.

Le grand nombre de pays ne remportant pas de médaille aux JO d'été nous indique qu'une modélisation classique pourrait sous-estimer l'impact de nos estimateurs. Les spécifications à inflation de zéros sont composées d'abord par une équation d'inflation qui détermine si un pays remportera des médailles ou non. Ensuite, dans le cas des résultats obtenus qui sont strictement positifs, la modélisation se fait grâce à une régression de comptage ce qui permet d'obtenir des estimations séparées pour chacune de ces deux parties. Cependant, mentionnons que les spécifications à inflation de zéros ne nous ont pas permis d'obtenir de résultats tenant compte des effets fixes. Par conséquent, nous ajoutons la variable dichotomique identifiant les pays anciennement communistes afin de contrôler pour leurs avantages. Le tableau 5 présente respectivement les résultats des spécifications de Poisson (ZIP) et binomiale négative (ZINB) à inflation de zéros. Les estimés obtenus lors de l'étape d'inflation se trouvent dans le tableau de l'Annexe 1. Puisqu'il s'agit d'un modèle discret (logit) expliquant la probabilité de ne pas obtenir de médailles, cela explique le signe des coefficients estimés. (Une variable influençant positivement le nombre de médailles obtenues influence négativement la probabilité d'obtenir aucune médaille.)

La spécification de Poisson à inflation de zéros permet d'obtenir des résultats très semblables à nos résultats principaux à effets fixes présentés dans le tableau 2. Il est très possible qu'en prenant en compte le grand nombre de résultats nuls, ce modèle en étapes permet de contrôler pour une partie des effets individuels invariants entre les pays. Ainsi, une partie des effets fixes des modèles du tableau 2 captent la possibilité pour un pays de remporter une première médaille.

Puisque le paramètre de surdispersion est significatif et compte tenu de la valeur plus faible du critère d'information bayésien, la spécification binomiale négative à inflation de zéros est préférable à son équivalent Poisson. Cependant, les estimés obtenus par cette spécification sont bien plus grands que ceux obtenus par nos spécifications de comptage principales. De plus, les deux spécifications précédentes conduisent à des valeurs de CIB plus élevées, indiquant que les spécifications de comptage à effets fixes traduisent plus justement nos données. Inclure les effets fixes dans les spécifications de comptage à inflation de zéros serait donc une avenue future de recherche très intéressante afin de pousser notre analyse sur les spécifications à inflation de zéros. Il est à noter que le test de Vuong compare le modèle sans inflation de zéros (et sans effet fixe) avec le modèle avec inflation de zéros. Le modèle avec effet fixe est donc préféré au modèle à inflation de zéros, qui est lui-même préféré au modèle sans inflation de zéros et sans effet fixe.

**Tableau 4:** Résultats des modèles de comptage à inflation de zéros : impact sur le nombre de médailles remportées par une nation.

|   | ZIP                  | ZINB                          |
|---|----------------------|-------------------------------|
| Investissement public en sport          | 0,223***<br>(0,023)  | 0,359***<br>(0,078)           |
| PIB per capita                          | -0,104***<br>(0,030) | -0,193*<br>(0,104)            |
| Population                              | 0,652***<br>(0,016)  | 0,732***<br>(0,056)           |
| Pays hôte                               | 0,424***<br>(0,060)  | 0,590*<br>(0,356)             |
| Ex-communiste                           | -0,118<br>(0,076)    | -0,272<br>(0,217)             |
| constante                               | 0,382***<br>(0,103)  | 0,141<br>(0,354)              |
| Log-vraisemblance                       | -1211,0              | -813,9                        |
| Paramètre du surdispersion : $\xi$      | —                    | 0,569 <sup>†</sup><br>(0,072) |
| z-test de Vuong (inflation vs standard) | 4,13***              | 4,45***                       |
| Critère d'information bayésien (CIB)    | 2485                 | 1691                          |

Écart type entre parenthèses ; \*  $p < 0,1$  \*\*  $p < 0,05$  \*\*\*  $p < 0,01$  ;

<sup>†</sup>Test du ratio de vraisemblance de  $\xi = 0$  :  $\bar{\chi}^2(01) = 794,18$   $\Pr_{\geq} \bar{\chi}^2 = 0,000$ .

Note : Les trois premières variables explicatives sont en proportion de

la variable correspondante au niveau de l'ensemble des nations retenues et en log.

### 4.3 Estimation du coût d'une médaille olympique

Les spécifications des modèles de comptage précédents nous permettent d'obtenir directement l'élasticité de l'investissement sur le résultat des nations aux JO. En utilisant les résultats des spécifications binomiales négatives à effets fixes pondérées et non pondérées, nous estimons que, *ceteris paribus*, un pays aux caractéristiques moyennes doit investir entre 72 et 93,5 millions de dollars afin d'accroître d'une médaille son positionnement sur la scène sportive internationale.

Il est à noter que ces montants ne tiennent pas en compte les interactions stratégiques. Si

un pays augmente son investissement, cela réduit l'impact des investissements des autres pays participants. En retour, cela peut inciter ces pays à augmenter, eux aussi, leur investissements en réduisant par le fait même l'impact de l'investissement initial.

## 5 Conclusion

Dans cette recherche, nous analysons l'impact de l'investissement public en sport sur le nombre de médailles et sur sa décomposition en médailles d'or, d'argent et de bronze. Nous présentons d'abord une recension de la littérature sur les déterminants du succès des nations aux JO d'été et des méthodes économétriques visant à les modéliser. Nous reprenons les modélisations effectuées dans les précédentes recherches en y ajoutant l'investissement public en sport comme mesure de l'effort déployé par les pays afin de se hisser sur les marches du podium. Nous analysons l'endogénéité liée à l'inclusion d'une telle variable au modèle. Les variables continues ont été construites en proportion de la variable correspondante au niveau de l'ensemble des pays de l'échantillon. Ainsi, nous considérons l'effet des changements provenant des nations concurrentes sur le résultat olympique d'un pays. Nous nous démarquons aussi par utilisation de spécifications de comptage, soit le modèle de Poisson et le modèle binomial négatif, afin de tenir compte de la nature discrète du nombre de médailles remportées. Ces spécifications tiennent compte des caractéristiques invariantes et propre à chaque pays par la méthode des effets fixes, ce qui permet d'obtenir des estimateurs convergents (Allison et Waterman, 2002). Enfin, nous analysons les estimateurs obtenus à l'aide de modèles alternatifs tels que les spécifications de comptage à inflation de zéros dans le but de vérifier la robustesse de nos résultats principaux.

Les résultats de notre étude confirment l'idée qu'il est possible pour un pays d'accroître le nombre de ses médailles olympiques à l'aide de politiques d'investissement public en sport. Ainsi, nous estimons qu'un pays aux caractéristiques moyennes doit, *ceteris paribus*, investir de 72 à 94 millions de dollars (tenant constant l'investissement des nations concurrentes) afin d'obtenir une médaille supplémentaire lors d'une édition des JO. Les déterminants classiques du succès olympique expliquent toujours le succès connu par les nations aux JO. Cependant, les dépenses gouvernementales en sport semblent être un indicateur plus adapté de la modélisation des résultats olympiques que le PIB par tête. À notre connaissance, cet article est la première recherche identifiant de façon appropriée la politique gouvernementale de finance-

ment du sport comme déterminant du succès aux Jeux olympiques d'été. De plus, l'utilisation de spécification de comptage à effets fixes nous démarque réellement des études précédentes. Dans les recherches futures, il serait pertinent d'analyser l'impact des investissements publics en sport d'une nation en tenant compte du fait que ceux-ci peuvent engendrer des réactions en investissement de la part de l'ensemble des autres nations concurrentes, dans un contexte de jeu stratégique.

## Références

- ALLISON, P. D. et WATERMAN, R. P. (2002). Fixed-Effects Negative Binomial Regression Models. *Sociological Methodology*, 32:247–265.
- ANDREFF, M. et ANDREFF, W. (2012). Is Hosting the Games Enough to Win? A Predictive Economic Model of Medal Wins at 2014 Winter Olympics. *Papeles de Europa*, 25:51–75.
- ANDREFF, M., ANDREFF, W. et POUPAUX, S. (2008). Les déterminants économiques de la performance olympiques : Prevision des medailles qui seront gagnes aux Jeux de Pekin. *Revue d'Economie Politique*, 118(2):135–169.
- BALL, D. W. (1972). Olympic Games Competition : Structural Correlates of National Success. *International Journal of Comparative Sociology*, 13(3-4):186–200.
- BERNARD, A. B. et BUSSE, M. R. (2004). Who Wins the Olympic Games : Economic Resources and Medal Totals. *Review of Economics and Statistics*, 86(1):413–417.
- BUTS, C., DU BOIS, C., HEYNDELS, B. et JEGERS, M. (2011). Socioeconomic Determinants of Success at the Summer Paralympics. *Journal of Sports Economics*, 14(2):133–147.
- CAMERON, A. C. et TRIVEDI, P. K. (2005). *Microeconometrics : methods and applications*. Cambridge University Press, New York.
- CAMERON, A. C. et TRIVEDI, P. K. (2013). *Regression analysis of count data*. Econometric society monographs. Cambridge University Press, second édition.
- CLARKE, S. R. (2000). Home advantage in the Olympic Games. In COHEN, G. et LANGTRY, T., éditeurs : *Proceedings of the Fifth Australian conference on Mathematics and Computers in Sport*, pages 76–85, Sidney. University of Technology Sydney.
- FORREST, D., SANZ, I. et DE DIOS TENA, J. (2010). Forecasting national team medal totals at the Summer Olympic Games. *International Journal of Forecasting*, 26(3):576–588.
- HAUSMAN, J., HALL, B. H. et GRILICHES, Z. (1984). Econometric models for count data with an application to the patents-R&D relationship. *Econometrica*, 52:909–938.
- HILBE, J. (2011). *Negative Binomial Regression*. Cambridge University Press, seconde édition.

- JOHNSON, D. K. N. et ALI, A. (2000). Coming to play or coming to win : Participation and success at the Olympic Games. *Wellesley College (working paper)*, page 21.
- JOHNSON, D. K. N. et ALI, A. (2004). A Tale of Two Seasons : Participation and Medal Counts at the Summer and Winter Olympic Games. *Social Science Quarterly*, 85(4):974–993.
- LEVINE, N. (1974). Why do Countries Win Olympic Medals ? Some Structural Correlates of Olympic Games Success : 1972. *Sociology and Social Research*, 58(4):353–361.
- LUI, H. K. et SUEN, W. (2008). Men, money, and medals : An econometric analysis of the olympic games. *Pacific Economic Review*, 13(1):1–16.
- PATRIMOINE CANADIEN (2012). Rapport sur les Plans et les Priorités. Rapport technique, Gouvernement Canadien.
- PFAU, W. (2006). Predicting the Medal Wins by Country at the 2006 Winter Olympic Games : An Econometrics Approach. *Korean Economic Review*, 22(18829):233–247.
- POUPAUX, S. (2006). Soviet and post-Soviet sports. In ANDREFF, W. et SZYMANSKI, S., éditeurs : *Handbook on the Economic of Sport*, pages 316–324. Edward Elgar Publishing.
- ROBERTS, G. (2006). Accounting for achievement in Athens : a count data analysis of national Olympic. *University of Victoria (working paper)*, page 12.
- SARGAN, J. (1958). The Estimation of Economic Relationships using Instrumental Variables. *Econometrica : Journal of the Econometric Society*, 26(3):393–415.
- TCHA, M. (2004). The Color of Medals : An Economic Analysis of the Eastern and Western Blocs' Performance in the Olympics. *Journal of Sports Economics*, 5(4):311–328.
- THE NIELSON COMPANY (2008). The Final Tally - 4.7 Billion Tunes in to Beijing 2008 : More Than Two in Three People Worldwide. Rapport technique, The Nielsen Company.

# Annexe

**Tableau 5:** Première étape DMC à effet fixe instrumenté et résultats de l'étape d'inflation pour les modèles à inflation de zéros.

|                                | Étape d'inflation     |                       |
|--------------------------------|-----------------------|-----------------------|
|                                | ZIP                   | ZINB                  |
| Investissement public en sport | -0,705***<br>(0,134)  | -0,628***<br>(0,197)  |
| PIB per capita                 | -0,435**<br>(0,183)   | -0,779**<br>(0,357)   |
| Population                     | -1,163***<br>(0,183)  | -1,036***<br>(0,227)  |
| Pays hôte                      | -14,746<br>(8236)     | -14,231<br>(8071)     |
| constante                      | -13,985***<br>(1,785) | -15,056***<br>(2,421) |

Écart type entre parenthèses; \*  $p < 0,1$  \*\*  $p < 0,05$  \*\*\*  $p < 0,01$ .

Note : Les trois premières variables explicatives sont en proportion de la variable correspondante au niveau de l'ensemble des nations retenues et en log.