



**HAL**  
open science

## Origine sociale et configurations amicales parmi des élèves de collège

Timothée Chabot

► **To cite this version:**

Timothée Chabot. Origine sociale et configurations amicales parmi des élèves de collège. *Sociétés contemporaines*, 2023, N° 129 (1), pp.137-191. 10.3917/soco.129.0137 . hal-04813801

**HAL Id: hal-04813801**

**<https://hal.science/hal-04813801v1>**

Submitted on 10 Dec 2024

**HAL** is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.



Distributed under a Creative Commons Attribution - NonCommercial - ShareAlike 4.0 International License

# Origine sociale et configurations amicales parmi des élèves de collège

Timothée Chabot<sup>1</sup>

Plusieurs travaux ont montré que les représentations de l'amitié et la structure des réseaux amicaux varient avec le milieu socioprofessionnel parmi les français·es adultes. En revanche, une telle comparaison n'a pas été entreprise auprès des enfants et adolescent·es. Le présent article s'attache donc, à partir d'une enquête dans quatre collèges socialement mixtes, à comparer les configurations amicales des élèves au sein de l'établissement selon leur origine socioprofessionnelle. Il se base s'appuie sur l'analyse des réseaux amicaux de 820 élèves suivi·es pendant un an et demi, notamment à l'aide de modèles statistiques de type TERGM (Temporal Exponential Random-Graph Model). Le degré de transitivité des relations et la force de l'homophilie résidentielle ne varient pas selon l'origine sociale. En revanche, l'homophilie de goûts musicaux et de personnalité déclarée est plus marquée chez les enfants des classes supérieures, une fois prises en compte les principales propriétés structurelles des réseaux. Ces résultats soulignent le rôle conjugué du contexte scolaire et des socialisations extra-scolaires dans la structuration des sociabilités collégiennes.

**Mots-clés** : Amitié – Sociabilités adolescentes – Origine sociale – Analyse de réseaux

## Social Background and Friendship Patterns among Middle School Students

Several works have shown that the images of friendship and the structure of friendship networks vary by socioprofessionnal background among French adults. However, such a comparison has yet to be conducted for children and adolescents. Therefore, the present article aims at comparing friendship patterns among middle school students of different socio-professionnal backgrounds, based on a research conducted in four French middle-schools with high levels of social diversity. It relies on the analysis of the friendship networks of 820 students followed during a year and a half, using the class of models known as TERGM (Temporal Exponential Random-Graph Model). Results show that the strength of transitivity and residential homophily does not change with students' background. However, homophily in musical tastes and declared personality does appear stronger among upper-background students, once the main structural properties of the networks are accounted for. This pattern of findings stresses the joint impact of the school context and of out-of-school socialization in shaping students' sociability.

**Keywords** : Friendship – Adolescent social skills – Social background – Network analysis

---

<sup>1</sup> Université Toulouse Jean Jaurès, timothee.chabot@univ-tlse2.fr

Les relations amicales, si elles sont généralement vécues par les individus sur le mode de l'intime, constituent une dimension importante de la stratification sociale. Elles sont à la fois un vecteur de socialisation, contribuant à la formation des goûts, habitudes et visions du monde, particulièrement à l'adolescence, puis lors de l'entrée dans la vie adulte (Octobre et al., 2010) et un capital mobilisable donnant accès à des ressources rares, ce dont rend compte le concept de capital social (Bourdieu, 1980 ; Lin, 1995). La ségrégation socio-économique des réseaux amicaux participe donc du maintien et de la reproduction des inégalités de classe. L'homophilie sociale, c'est-à-dire le fait que les relations sont plus fréquentes entre individus socialement semblables, est un phénomène bien documenté chez les adultes (McPherson, Smith-Lovin et Cook, 2001) et, dans une moindre mesure, chez les enfants et adolescent·es (Chabot, 2022 ; Héran, 1988 ; McFarland et al., 2014).

Plus rares sont les travaux qui s'intéressent, non pas à la distribution des liens amicaux entre milieux sociaux, mais à leur définition subjective et à la structure des réseaux personnels qu'ils forment. En effet, le sentiment d'évidence que peut susciter le concept « d'amitié » ne doit pas faire oublier que ce type de lien relève d'une construction culturelle, à laquelle s'attache un ensemble de normes et de représentations. Dès lors, cette construction peut varier d'un milieu à l'autre : tous les individus ne comprennent pas le terme « ami » de la même manière et toutes les amitiés ne donnent pas lieu aux mêmes types de socialisation ou de circulation de ressources. Il ne s'agit donc pas seulement de savoir si les amitiés sont plus ou moins fréquentes selon la distance sociale entre les individus, mais aussi si la nature même de ces amitiés change avec le milieu social. S'agissant de populations adultes, certaines recherches ont déjà montré que les réseaux d'amitié ont une structure et un contenu différents selon la position socio-économique – et ce, malgré une large base culturelle commune à la plupart des groupes (voir ci-dessous). La question qui nous intéressera ici est celle de la précocité de ces différences : les amitiés entre adolescent·es – en l'occurrence, entre élèves de collègue – présentent-elles déjà les traits typiques observés chez les adultes de leur milieu ?

Plusieurs raisons justifient le fait de s'intéresser plus particulièrement aux sociabilités collégiennes. Premièrement, il s'agit de la période de la vie où les pairs commencent à prendre le pas sur la famille comme groupe de référence normatif (Dubet et Martuccelli, 2014). Les différences de structures amicales sont donc particulièrement significatives compte tenu de l'importance socialisatrice des liens d'amitiés à cet âge. Deuxièmement, le collège, en dépit de processus de ségrégation sociale bien documentés (Oberti, Préteceille et Rivière, 2012), constitue sans doute l'un des espaces les plus mixtes au plan socio-économique ; il précède en effet la séparation des élèves entre filières au lycée, laquelle produit un tri social massif (Herpin, 1996 ; Palheta, 2015), puis la séparation et la hiérarchisation des professions sur le marché du travail. Il est ainsi possible d'y comparer les pratiques amicales d'individus issus de différents milieux, mais qui partagent un contexte de sociabilité donné. Enfin, il existe une littérature ethnographique importante sur la sociabilité des jeunes d'origine populaire, mais qui, dans le cas français, porte surtout sur les établissements les plus ségrégués. La comparaison entre les structures amicales des collégien·nes de différents milieux, notamment grâce aux méthodes de l'analyse de réseaux, permet d'entamer une discussion féconde avec ces travaux.

# Sociabilités amicales : similarités et divergences entre groupes sociaux

## *L'amitié chez les adultes : effets de milieu social et d'âge*

Pour commencer, il est utile de s'interroger sur l'impact de la position socio-économique sur les réseaux amicaux des adultes. En France, cette question a été notamment travaillée par Claire Bidart, à travers plusieurs enquêtes basées sur des entretiens semi-directifs, et menées auprès d'adultes exerçant une profession cadre, employée ou ouvrière (Bidart, 1988) ainsi qu'auprès de jeunes adultes suivi·es pendant plusieurs années lors de la transition entre études et insertion sur le marché du travail (Bidart, Degenne et Grossetti, 2011).

Dans une première de ces enquêtes, il était demandé aux personnes interrogées ce que signifiait pour elles le terme « ami », ainsi que de décrire plusieurs de leurs relations amicales (rencontre, activités communes, sujets de discussion etc.) (Bidart, 1991). L'auteure observe qu'il existe une conception de l'amitié largement transversale aux différents milieux, fondée sur la notion de confiance. Elle parle d'un « noyau central » de la définition de l'amitié dans nos sociétés, suffisamment général pour englober une variété de définitions secondaires plus précises. C'est au niveau de ces définitions secondaires que l'on observe des variations selon la classe sociale et le diplôme des enquêté·es. De façon schématique, les personnes moins diplômées et les professions ouvrières insistent davantage sur l'importance du soutien dans les moments difficiles ; elles sont aussi plus nombreuses à proposer un parallèle entre ami·es et membres de la famille. En revanche, parmi les professions employées et cadres, et à mesure que le niveau de diplôme augmente, les définitions fondées sur la proximité interindividuelle deviennent plus fréquentes : on évoque alors le partage de goûts et de centres d'intérêts, les similitudes de caractère, la dimension affective de la relation ou la confiance et l'échange de secrets.

Dans un ouvrage collectif réalisé avec Alain Degenne et Michel Grossetti, les auteur·es s'intéressent cette fois à la morphologie des réseaux personnels des enquêté·es, c'est-à-dire à l'agencement de leurs différentes relations les unes par rapport aux autres (Bidart, Degenne et Grossetti, 2011). Là encore en schématisant, on peut distinguer deux formes idéal-typiques de réseaux personnels<sup>2</sup>. D'une part, un réseau peu dense, composé de différents cercles de sociabilité ne se recoupant pas ou peu, voire d'amitiés dyadiques déconnectées de tout groupe et couvrant un espace géographique assez large (les différentes relations vivent dans des villes voire des pays différents). De l'autre, un réseau plus petit mais aussi plus dense, géographiquement concentré, et où le degré d'interconnaissance entre les ami·es et avec la famille est élevé. En moyenne, les individus des classes supérieures (ou les plus diplômés) se rapprochent du premier pôle et ceux des classes populaires (ou les moins diplômés) du second.

Toutefois, les formes amicales ne varient pas seulement avec la position sociale, mais aussi avec l'âge. Bidart (2010) note encore que les enquêté·es les plus jeunes ont des réseaux

---

<sup>2</sup> La typologie proposée dans l'ouvrage comporte en fait quatre types de réseaux (denses, centrés, dissociés et composites, *ibid.*, p. 66-76), mais je ne retiens ici que la dimension de ces idéaux-types qu'on peut le plus directement relier au milieu social.

fortement contextualisés, où l'amitié « apparaît comme un prolongement des rapports communautaires » (p. 6). Par communautaire, il faut ici comprendre que les liens amicaux prolongent des appartenances de groupe, liées à un lieu (l'école, la classe) ou une activité (un club de sport, un jeu vidéo). C'est avec l'avancée en âge que les amitiés se dissocient de leur contexte de formation, s'autonomisent vis-à-vis des cercles sociaux élargis et reposent de plus en plus sur les affinités électives et la sociabilité par dyade. Ces tendances temporelles seraient a priori assez semblables entre les milieux sociaux, quoique ce point ne fasse pas l'objet d'une vérification systématique.

### ***Amitié et milieu social au collège***

Qu'en est-il des rapports entre milieu social et pratiques amicales chez les enfants et adolescent·es ? Il existe une longue tradition de monographies étudiant la constitution de sous-cultures « antiscolaires » parmi les enfants de la classe ouvrière, dont certaines sont devenues des classiques de la sociologie de l'éducation et des inégalités (Lacey, 1971 ; Whyte, 1993 [1943] ; Willis, 1977). En France, c'est ainsi d'abord sur la sociabilité des jeunes des classes populaires, surtout des garçons, et dans des établissements scolaires ségrégués ou « à problème », généralement en ville ou en proche banlieue, que nous disposons de comptes rendus ethnographiques détaillés (par exemple Lepoutre, 1997). Deux résultats de ces recherches nous intéressent ici particulièrement. D'une part, les amitiés formées au collège ne sont pas indépendantes de celles formées à l'extérieur : la proximité résidentielle structure fortement les amitiés entre élèves, y compris parmi celles et ceux qui fréquentent le même établissement (c'est-à-dire que l'effet de la proximité résidentielle ne se limite pas à celui du secteur scolaire) (van Zanten, 2000). D'autre part, la sociabilité des élèves se déroule pour une large part en groupe, les moments d'intimité à deux ne constituant pas le mode d'interaction majoritaire (Cousin et Felouzis, 2002).

Les amitiés des collégien·nes de classe populaire semblent ainsi très ancrées dans les cercles sociaux du collège ou du quartier, et se faisant, dépendre relativement peu d'affinités électives entre individus liées à des similitudes de goûts ou de traits de caractères. Ainsi van Zanten estime-t-elle, en parlant du choix des ami·es par les élèves d'un établissement populaire, que « la pertinence de la notion de "choix" est d'ailleurs ici incertaine, tant la part qui est due au hasard et au groupe dans cette définition de l'amitié s'éloigne de la conception volontariste et intimiste dominante dans notre société » (van Zanten, 2000, p. 5). Néanmoins, parce qu'ils se concentrent sur des établissements populaires, ces travaux ne permettent pas de comparer les pratiques des jeunes de différents milieux. Or, les configurations décrites (forte inscription dans des groupes et proximité géographique) ressemblent certes à celles des adultes de classes populaires, mais aussi à celles des adolescent·es en général, selon les conclusions de Bidart mentionnées plus haut. Les jeunes des établissements ségrégués-populaires reproduisent-ils les configurations amicales de leurs parents, ou bien celles de leur classe d'âge ? Pour répondre à cette question, il est nécessaire de comparer des élèves de différentes origines sociales.

Une telle comparaison a déjà été entreprise, de façon qualitative, s'agissant des pratiques de fréquentation de l'espace urbain par les enfants dans des quartiers en cours de gentrification (Authier et Lehman-Frisch, 2012 ; Rivière, 2017). Il en ressort que l'invitation d'ami·es au domicile est plus fréquente chez les jeunes d'origine supérieure, et le fait de voir ses ami·es en

extérieur chez celles et ceux d'origine populaire (vraisemblablement en raison de l'exiguïté des logements). Cependant, il est difficile de savoir dans quelle mesure ces différences rejaillissent sur la structure des réseaux d'amitié, et notamment à l'école<sup>3</sup>.

### ***Transmission intrafamiliale et contexte local***

Comparer les sociabilités entre jeunes de différents milieux offre en outre un second avantage : celui d'éclairer les mécanismes de constitution et de reproduction des configurations amicales. En effet, de multiples facteurs peuvent jouer sur la formation des relations amicales, que l'on peut regrouper en deux grandes catégories à des fins analytiques. D'un côté, il est probable que certaines représentations culturelles de l'amitié sont transmises par socialisation ; transmission des parents aux enfants, bien sûr, mais aussi à travers différents espaces physiques ou symboliques (famille élargie, activités extrascolaires, pratiques culturelles – musique, cinéma, livres –, etc.). Cela voudrait dire que les collégiens·nes, au moment de construire leur sociabilité à l'école, mobilisent des schèmes culturels et psychologiques acquis hors de celle-ci. Suivant la terminologie proposée par Lahire (2005), je parlerai de « dispositions » pour désigner ces schèmes mentaux issus de socialisations passées. De l'autre, les contraintes et les incitations exercées par le contexte – c'est-à-dire, suivant là encore la définition de Lahire, l'environnement immédiat dans lequel les individus sont amenés à nouer des amitiés – peuvent pousser les élèves, par adaptation, à développer des structures amicales particulières. Pour une large part, ces éléments contextuels tiennent à la situation rencontrée au collège ou dans le quartier. Par exemple, l'interconnaissance forte et l'ancrage local des amitiés des jeunes de banlieues populaires pourraient être liées à des contraintes pratiques imposées par la densité de population de leur quartier ou le manque de desserte par les transports en commun. De même, la forte concentration d'élèves dans des établissements souvent exigus, et dont les espaces de sociabilité sont tous publics (couloirs, cour de récréation, permanence), pourrait tendre à favoriser les sociabilités par groupe (ce qui s'applique pour le coup à la plupart des milieux sociaux).

Il faut encore ajouter que le contexte affecte les dispositions, dans la mesure où les individus sont socialisés dans les contextes qu'ils fréquentent. En l'occurrence, cela signifie que le contexte scolaire peut donner lieu à des processus d'homogénéisation des dispositions par socialisation horizontale entre élèves. Par exemple, dans un collège favorisé où la majorité des élèves est issue des classes supérieures, les élèves issus de milieux populaires pourraient tendre à acquérir des dispositions amicales proches de celle de la majorité de leurs camarades (et réciproquement dans les collèges populaires).

Il est donc difficile de savoir ce que la sociabilité des élèves doit à l'importation de schèmes culturels et psychologiques acquis hors du collège, et au contraire à « l'invention » d'une sociabilité propre à l'école. C'est précisément ce que la comparaison des amitiés des jeunes de différents milieux permet d'éclairer, à une condition supplémentaire toutefois : se pencher sur

<sup>3</sup> Le lieu de sociabilité (chez soi ou à l'extérieur) ne correspond pas nécessairement à une distance plus ou moins grande entre le domicile des ami·es : on peut inviter chez soi un voisin de palier, ou aller dans un parc situé dans un autre quartier. Les lieux de sociabilité pourraient également jouer sur le rôle du groupe et la dimension intimiste des relations (groupes d'amis en extérieur ou dyades au domicile), mais cela demande confirmation empirique.

le cas d'établissements socialement mixtes. De cette façon, le contexte scolaire se trouve partagé par tous les jeunes, tandis que leurs environnements extrascolaires, et notamment le milieu familial, différent (le lieu de résidence ou les activités extrascolaires peuvent aussi être socialement ségrégués, même lorsque le collège est mixte). Si des différences de configurations amicales sont observées entre jeunes de différents milieux, celles-ci suggéreront donc bien des effets d'ordre dispositionnel extérieurs à l'école.

En revanche, l'absence de telles différences ne signifiera pas nécessairement qu'elles n'existent pas dans d'autres contextes plus ségrégués. En outre, dispositions héritées et contexte scolaire ne doivent pas s'envisager comme indépendants, des dispositions acquises hors de l'école pouvant être activées ou inhibées au contact de celle-ci. Je reviendrai sur ces points dans la discussion des résultats.

### ***Question de recherche et hypothèses***

Notre objectif est donc de voir si, dans des établissements socialement mixtes, l'originale sociale des élèves est associée à des différences de configurations amicales suivant un schéma similaire à celui documenté chez les adultes. Par « configuration amicale », j'entends une propriété agrégée particulière des réseaux d'amitié, définie par rapport à une situation de référence fictive où les liens entre élèves sont distribués aléatoirement<sup>4</sup>. Par exemple, si les relations des jeunes s'établissent plus souvent entre personnes vivant proches que ce que l'on s'attendrait à observer, on peut dire qu'il y a de « l'homophilie résidentielle », qui est une configuration particulière. Étudier la variation sociale de cette configuration revient alors à se demander si cette homophilie résidentielle est plus ou moins forte chez les élèves de différentes origines.

De là, il est possible de formuler trois hypothèses qui pourront être testées avec les données tirées de mon enquête :

- H1 : les élèves d'origine populaire tendent davantage à former de larges groupes d'amis, alors que les élèves d'origine supérieure entretiennent plus souvent des amitiés inscrites dans de petits groupes ou hors de tout groupe.
- H2 : les élèves d'origine populaire tendent davantage à être amis avec des camarades vivant à proximité de chez eux.
- H3 : les élèves d'origine supérieure tendent davantage à être amis avec des camarades qui leur ressemblent en termes de goûts et de personnalité.

En revanche, il n'est pas possible d'explorer le rôle de l'entraide, des analogies entre amis et famille, de la proximité affective et du partage de secrets à partir de cette enquête. Cela dit, les trois hypothèses formulées couvrent déjà une part importante des idéaux-types amicaux développés dans la littérature.

---

<sup>4</sup> On verra toutefois dans la troisième partie qu'il est possible de raisonner « toutes choses égales par ailleurs » à l'aide de modèles de réseaux. Dès lors, la situation de référence fictive qui permet de définir une configuration change, en intégrant l'effet des variables prises en compte dans le modèle. Par exemple, dire qu'il y a de l'homophilie résidentielle « nette de l'homophilie sociale » revient à dire qu'il y a plus d'homophilie résidentielle que ce qu'on s'attendrait à observer, y compris en tenant compte du fait que les élèves de même origine sociale ont plus souvent tendance à être amis.

# L'enquête : comparer les sociabilités amicales dans des établissements socialement mixtes

## *Choix du terrain et collecte des données*

L'enquête porte sur quatre établissements qui ont en commun d'être socialement mixtes : on y trouve des élèves des classes supérieures, moyennes et populaires, sans qu'aucun de ces groupes ne soit majoritaire au sein d'un établissement. Cependant, ces collèges diffèrent sur de nombreux autres aspects (voir encadré 1 et tableau 1), de sorte que les tendances communes aux quatre établissements auront de bonnes chances d'être généralisables à un grand nombre de collèges mixtes. Par convention, les établissements sont appelés Paris 1, Paris 2, Savoie 1 et Savoie 2.

Les élèves entrés au collège à la rentrée 2017 ont été interrogés par questionnaire à quatre reprises, tous les six mois environ, entre la fin de leur année de 6e et le début de l'année de 4e. Ces questionnaires demandaient notamment de nommer ses ami·es au sein de l'établissement. Pour chaque collège, il est ainsi possible de reconstituer le réseau complet des amitiés entre élèves, chaque réseau étant observé à 4 points dans le temps. En tout, 820 élèves sont concernés, soit 96, 288, 203 et 233 (pour Paris 1, Paris 2, Savoie 1 et Savoie 2 respectivement). Quelques élèves n'ont pas participé à l'enquête, généralement parce que leurs parents ont refusé, ce à quoi il faut ajouter les réponses manquantes spécifiques à une vague (élèves malades, par exemple). Les taux de réponse varient ainsi entre 88,5 et 99,5 % selon les vagues et les établissements (annexe 2). Les élèves n'ayant pas rempli les questionnaires à une vague sont exclus des traitements pour celle-ci.

### **Encadré 1 – Présentation des collèges**

La constitution de l'échantillon visait intentionnellement à faire varier les profils d'établissement, tout en gardant un fort degré de mixité socioprofessionnelle. Les deux principaux axes de différenciation qui ont été retenus sont le secteur de scolarisation (public/privé) et la région (Paris/Savoie). Le secteur de scolarisation joue notamment sur les fractions de classe représentées, y compris à « niveau social » à peu près équivalent (pôles culturels vs économiques), ainsi que sur les pratiques pédagogiques (les projets d'établissement sont plus affirmés dans le privé, en lien avec le pouvoir accru du chef d'établissement). Quant à la région, elle induit des différences de structures résidentielles (urbain vs rural ou semi-rural) ainsi que d'origines migratoires (les enfants issus de l'immigration sont majoritaires dans les établissements parisiens et minoritaires dans les savoyards).

Paris 1 est un collège public situé dans un quartier socialement mixte de Paris intra-muros, à proximité du périphérique. Le secteur de recrutement inclut des appartements du marché privé, majoritairement occupés par des familles de classes moyenne et supérieure, mais aussi des immeubles de logement social, plus populaires. Quelques élèves vivent aussi dans les communes de banlieue à proximité immédiate du collège, où les prix de l'immobilier sont moins élevés qu'à Paris même. En outre, la diversité sociale de l'établissement ne provient pas uniquement de son secteur de recrutement : Paris 1 comprend une section bilingue,



déséctorisée, et qui attire des élèves d'un profil social très supérieur (16 parmi les 83 élèves de la cohorte en 6e).

Paris 2 est un collège privé situé dans une ville populaire de la petite couronne de l'agglomération parisienne. Le quartier environnant le collège est très clairement à dominante immigrée-populaire ; la diversité sociale de l'établissement provient donc d'une surreprésentation des catégories moyennes et supérieures par rapport au profil de la ville. Pour autant, l'établissement compte aussi des familles de classe populaire, les frais d'inscription demeurant accessibles. Le collège appartient à une cité scolaire qui comprend une primaire et un lycée (général et professionnel) ; une minorité d'élèves du collège (30 %) vient de l'école primaire associée. Un autre point notable est que l'établissement comprend une part importante de familles immigrées, y compris parmi les catégories supérieures. Pour cette raison, la catégorie socioprofessionnelle des parents constitue probablement une moins bonne approximation de leur capital scolaire que dans les autres collèges, certaines personnes immigrées pouvant être scolairement surqualifiées par rapport à l'emploi occupé en France (Ichou, 2018).

Savoie 1 est un collège public situé dans une commune rurale de Savoie. Son secteur de recrutement, très étendu, comprend plusieurs petites villes ou villages éloignés les uns des autres et au profil résidentiel différent (immeubles de logement social sur le territoire de la commune, villages ruraux, pavillons aisés), ce qui explique la diversité sociale de la population. Certains élèves habitent ainsi très loin les uns des autres et dépendent de la voiture – donc de leurs parents – pour leurs déplacements. L'établissement se caractérise en outre par une présence importante de familles de classes moyennes (professions intermédiaires), les ménages à dominante cadre étant en revanche un peu moins représentés que dans les autres collèges.

Enfin, Savoie 2 est un établissement privé situé dans une ville moyenne de Savoie. Si beaucoup d'élèves vivent dans la ville même, d'autres viennent des villages alentour, voire de communes assez éloignées (les établissements privés n'ayant pas de contrainte liée au secteur de recrutement). Comme Paris 2, le collège fait partie d'une cité scolaire comprenant un lycée et une école primaire, bien que 14 % seulement des élèves du collège proviennent de cette dernière. La ville comporte une population ouvrière importante, en raison d'une forte activité industrielle dans la région. L'établissement est ancien et bénéficie d'une forte implantation locale (certains parents d'élèves sont eux-mêmes d'anciens élèves), ce qui peut expliquer la présence de familles de différents milieux sociaux. Toutefois, Savoie 2 bénéficie aussi très clairement d'un effet d'évitement scolaire, en raison de la mauvaise réputation du collège public avoisinant. Cet évitement ne se limite d'ailleurs pas aux catégories supérieures, puisque certaines familles ouvrières choisissent également Savoie 2 pour éviter l'établissement public. En outre, la direction du collège semble mettre en œuvre une politique plus sélective que les autres collèges de l'échantillon dans le choix des élèves ; en particulier, les élèves jugés trop peu travailleurs ou posant des problèmes de discipline peuvent voir leur réinscription rejetée d'une année sur l'autre. Dans l'ensemble, il existe donc vraisemblablement un biais de sélection assez marqué sur le type d'élèves d'origine populaire

qui fréquentent l'établissement, y compris comparé à l'autre établissement privé de l'échantillon, Paris 2.

Le tableau 1 résume les principales propriétés de chaque établissement et l'annexe 1 leur composition socioprofessionnelle exacte. En outre, une présentation détaillée des établissements, ainsi que des réseaux de relations des élèves en leur sein, est disponible dans Chabot (2021).

**Tableau 1 – Résumé des différences entre les collèges étudiés**

Nom	Paris 1	Paris 2	Savoie 1	Savoie 2
Taille (nb d'élèves dans la cohorte à l'entrée en 6e)	83	264	183	219
Nombre de classes par niveau	3	8	7	8
Localisation	Paris intra-muros	Région parisienne	Commune rurale en Savoie (~ 4 000 habitants)	Ville moyenne en Savoie (~15 000 habitants)
Secteur	Public	Privé	Public	Privé
Composition ethno-raciale	Majorité d'élèves issus de l'immigration extra-européenne	Majorité d'élèves issus de l'immigration extra-européenne	Majorité d'élèves autochtones	Majorité d'élèves autochtones
Professions surreprésentées par rapport aux autres établissements – classes supérieures	Professions intellectuelles supérieures	Cadres du privé et chefs d'entreprise	Professions intellectuelles supérieures	Cadres du privé et chefs d'entreprise
Professions surreprésentées par rapport aux autres établissements – classes populaires	Employés des services à la personne	Employés des services à la personne	Ouvriers industriels	Ouvriers industriels
Présence d'autres niveaux de scolarité au sein d'une cité scolaire	Non	Primaire + lycée	Non	Primaire + lycée
Polarisation de la distribution sociale (présence des classes moyennes)	Polarisée (peu de classes moyennes, large écart entre les groupes populaires et supérieurs)	Intermédiaire	Non polarisée (forte présence des professions intermédiaires)	Intermédiaire
Autres particularités	Présence d'une section internationale qui attire un petit groupe de familles très supérieures et déssectorisées (~ 15 élèves)	Présence importante d'immigrés de première génération + contraste fort entre l'établissement (privé et socialement mixte) et les collèges publics du secteur (populaires-ségrégés)	Présence d'une section SEGPA + secteur de recrutement étendu, avec des élèves venant de villages parfois éloignés	Pratiques pédagogiques spécifiques (fonctionnement par compétences et pas par notes) + exigences élevées vis-à-vis des élèves en termes de discipline et travail (non-réinscription des élèves « à problème »)

## ***Nominations d'amitié***

Dans les questionnaires, chaque jeune s'est vu·e présenter la liste de tous les élèves du collège de son âge. Les nominations entre classes d'un même niveau sont donc possibles, mais pas celles entre niveaux. Si ce choix provient de contraintes pratiques (longueur des questionnaires), on peut néanmoins penser qu'une part importante de la sociabilité des élèves se déroule au sein du niveau scolaire. A côté de chaque nom, il était possible de désigner la personne comme « très bon·ne ami·e » ou comme « ami·e », sans limite quant au nombre total de nominations.

Le choix a été fait de ne pas donner de définition de ces termes aux élèves, afin de les laisser libres de mobiliser leurs représentations indigènes. Il en résulte un nombre moyen de nominations très élevé pour les ami·es (environ 20 par élève, contre 8 pour les très bon·nes ami·es). Cela reflète une conception de l'amitié plus extensive chez les adolescents que chez les adultes, comme on vient de le voir dans notre revue de littérature ; mais aussi un probable biais de surnomination provenant des forts enjeux de statut social et d'image de soi associés au nombre d'ami·es à cet âge. Les générateurs de nom sous forme de listes à cocher incitent aussi sans doute à nommer plus de personnes. En conséquence, une part importante des nominations d'amitié renvoie à des liens relativement faibles, « pote » ou « copain » plutôt qu'ami·e proche : lors d'entretiens semi-directifs menés avec certains élèves, les pairs désignés comme « ami·es » correspondaient ainsi plutôt aux très bon·nes ami·es des questionnaires.

Pour cette raison, je me concentre dans la suite de l'article sur les nominations comme « très bon·ne ami·e » uniquement – je parlerai cela dit d'ami·es ou d'amitiés, par simplicité. Dans chaque établissement, ces nominations forment un réseau complet observé à quatre reprises au cours du temps, à six mois d'intervalle (voir l'annexe 3 pour des mesures descriptives). Ce sont ces réseaux qui feront l'objet d'une modélisation statistique permettant de tester l'hypothèse de configurations amicales plus ou moins fréquentes selon l'origine sociale.

## ***Caractéristiques des élèves et mesures de similarité***

Les questionnaires renseignent également sur certaines propriétés individuelles des élèves. De ce point de vue, on peut distinguer deux ensembles de variables : d'une part l'origine sociale, dont on veut examiner l'association avec différentes configurations amicales ; d'autre part les propriétés des élèves à partir desquelles certaines de ces configurations sont définies, c'est-à-dire le lieu de résidence, les pratiques culturelles et certains traits de caractère (hypothèses H2 et H3).

La variable d'origine sociale est construite à partir de la profession des deux parents, telle que déclarée par les élèves. La question leur a été posée lors de deux vagues de questionnaires distinctes ; en outre, les élèves dont les réponses étaient difficilement recodables ont ensuite été interrogés à l'oral par l'enquêteur, afin d'obtenir un maximum de précisions sur le métier concerné (taille de l'entreprise, salarié ou à son compte, niveau hiérarchique...). Chaque parent s'est vu attribuer un code ISCO (International Standard Classification of Occupations, Ganzeboom et Treiman, 1996). Il s'agit d'une classification internationale des professions ;

elle a été préférée aux classifications françaises car elle est convertible en un score continu, ISEI (International Socio-Economic Index of Occupational Status), mieux adapté aux analyses de réseaux que des variables catégorielles. L'origine sociale de chaque élève est alors définie comme le score ISEI moyen des adultes du foyer (pour les couples séparés, seule la profession du parent ayant la garde est retenue<sup>5</sup>). Le score ISEI des élèves a été normalisé de façon à avoir une moyenne de 0 et un écart-type de 1 dans l'ensemble de l'échantillon.

Pour le lieu de résidence, les pratiques culturelles et les traits de caractère, les variables qui nous intéressent ne se situent pas au niveau de l'individu, mais de la dyade. On parle « d'homophilie », pour un attribut individuel donné, lorsque les liens sont observés plus fréquemment entre individus semblables qu'entre individus dissemblables. Notons qu'il s'agit d'un concept strictement descriptif, qui ne dit rien de la façon dont cette surreprésentation s'explique ; de ce point de vue, l'homophilie n'implique pas nécessairement de tendance des individus à rechercher activement des ami·es similaires à eux (Goodreau et al., 2009). Les hypothèses H2 et H3 portent ainsi sur les homophilies résidentielles, de goûts culturels et de personnalité. Il nous faut donc mesurer la similarité entre les élèves sur chacun de ces aspects.

Dans les questionnaires, il était demandé d'indiquer son lieu de résidence. Le temps de marche à pied entre toutes les adresses prises deux à deux a été calculé à partir des données d'Open Street Map (via le paquet *Open Route Service* sous R ; Oles 2021). Pour chaque paire d'élèves, on dispose ainsi d'une mesure de distance résidentielle exprimée en heures de marche.

L'idée d'une similarité de goûts est évidemment très large, et peut se fonder sur divers critères dont l'importance risque elle-même de varier avec le milieu social. Deux aspects des pratiques culturelles sont retenus ici : l'écoute de musique et le visionnage de vidéos sur Internet. En effet, ces pratiques présentent le double avantage d'être relativement faciles à objectiver, et d'être très fréquentes chez les élèves et significatives pour leurs sociabilités, quel que soit le sexe et le milieu social (Octobre et al., 2010). Dans les questionnaires, les élèves se sont vu·es présenter une liste d'une vingtaine de musicien·nes connu·es, sur lequel·les il leur était demandé d'indiquer leur opinion (« J'aime », « Je n'aime pas » ou « Je n'ai pas d'avis / Je ne connais pas »). De même, une autre liste comportait des vidéastes connu·es (annexe 4). Ces listes ont été constituées de façon inductive : en vagues 1 et 3, une question ouverte demandait aux élèves de citer des contenus musicaux et vidéos qui leur plaisaient, et les réponses ont été utilisées pour construire des listes fermées des noms les plus fréquemment nommés (en prenant garde à diversifier les styles musicaux et vidéos). Ces listes ont ensuite été soumises aux élèves en vagues 2 et 4. Pour chaque paire d'élèves, j'utilise comme mesure de proximité de goûts, la racine carrée du nombre d'opinions communes (sans compter les

---

<sup>5</sup> Sauf si ce parent est inactif, auquel cas le score du parent non résident est utilisé (les mères inactives sont fréquentes et relativement peu informatives quant au milieu social de l'enfant). Ce choix suppose que les enfants de couples séparés, socialement hétérogames, dont les deux parents travaillent et qui vivent avec le parent dont la position sociale est la plus basse, se verront attribuer une origine sociale plus basse que si l'on avait pris en compte les deux parents (par exemple, si l'enfant vit avec une mère employée, séparée d'un père cadre, il ou elle sera traité·e comme un·e enfant d'employée). La raison en est que le travail socialisateur du parent résident – généralement la mère – est supposé plus déterminant pour les pratiques amicales (par exemple, elle a plus de chances de connaître les ami·es d'école de l'enfant). Dans tous les cas, les deux mesures (moyenne des parents résidents ou moyenne des deux parents) restent très fortement corrélées au niveau de l'ensemble de l'échantillon (coefficient de Pearson de 0,96).

« Pas d'avis ») – musique et vidéo correspondant à deux variables distinctes. On peut noter que la transformation par la racine carrée implique une décroissance marginale de l'importance du nombre de goûts en commun – passer de 0 à 1 avis commun pèse plus que de passer de 7 à 8.

De même, l'idée d'une similarité de caractère ou de personnalité n'est pas aisée à définir, ces notions mêmes faisant l'objet de définitions très diverses dans les littératures sociologique et psychologique. L'approche retenue ici est peu ambitieuse théoriquement : il ne s'agit pas de qualifier ou de typifier la personnalité réelle des individus, mais simplement de voir quel·les élèves ont tendance à s'autodéfinir de la même façon, à partir d'une liste de traits de caractère assez générique et intuitivement compréhensible pour les jeunes. Les questionnaires des vagues 2 et 4 comprenaient ainsi une liste de 28 items (par exemple « Je suis timide », « Je suis bavard·e » ou « J'ai de l'imagination »), pour lesquels il était demandé un degré d'adhésion (5 modalités possibles : pas du tout, plutôt non, ni oui ni non, plutôt oui et tout à fait). Les réponses ont ensuite été traitées au moyen d'une « analyse en composantes principales » (ACP)<sup>6</sup>. J'utilise comme mesure de dissimilarité la distance euclidienne entre élèves pris·es deux à deux dans les 4 premières dimensions de l'espace factoriel. Cela revient à rassembler l'ensemble des traits de caractère dans une seule mesure synthétique de distance, plutôt que de distinguer entre différentes composantes de la personnalité. C'est un choix inductif : l'homophilie mesurée dans les réseaux est plus forte de cette façon. Les détails sur la construction de la mesure sont dans l'annexe 5.

## Modéliser les réseaux d'amitié

### *Les modèles TERGM*

Notre but est donc de voir s'il existe des différences entre les nominations amicales émises par les jeunes selon leur origine sociale, et ce sur trois aspects : leur tendance à s'inscrire dans des groupes, à être dirigé·es vers des élèves qui vivent à proximité de l'émetteur·rice du lien, et à être dirigé·es vers des élèves qui ressemblent à l'émetteur·rice en termes de goûts et de personnalité. Or, pour répondre à ces questions, il est nécessaire d'avoir recours à des méthodes de modélisation propres à l'analyse de réseaux.

En effet, la structure des réseaux dépend d'un grand nombre de facteurs, qui peuvent biaiser la relation statistique entre amitié et origine sociale. Par exemple, la présence de groupes denses avec un fort degré de recoupement des relations peut être liée à des mécanismes de transitivité (l'individu A devient ami avec B car ils partagent une relation commune avec C), mais aussi à des pratiques homophiles (A ressemble à B et à C, et devient donc ami avec les deux). On pourrait ainsi conclure à une tendance des élèves d'origine populaire à former des groupes

---

<sup>6</sup> L'ACP est une méthode statistique qui permet de résumer l'information contenue dans un ensemble de variables continues. L'idée est de compresser plusieurs variables dans des « composantes principales », c'est-à-dire de nouvelles variables qui sont des combinaisons linéaires des variables d'origine mais qui concentrent la part la plus importante possible de la variance des données. En l'occurrence, il s'agit donc de résumer les réponses des élèves aux 28 *items* de personnalité déclarée en quelques grandes oppositions principales. Par exemple, la première composante distingue les élèves ayant surtout donné des réponses mélioratives à leur sujet (ils se définissent comme calmes, appliqués, persévérants, sociables, etc.) de ceux ayant surtout donné des réponses péjoratives (paresseux, désorganisés, qui se disputent souvent, etc.).

plus denses, alors qu'il ne s'agirait que d'une conséquence de préférences homophiles conjuguées à une forme particulière de la distribution des origines sociales, sans que cela implique des différences de dispositions amicales entre groupes sociaux. Dès lors, si notre objectif est de déceler de telles différences, alors il nous faut dépasser le constat sur la structure agrégée des réseaux pour inférer des différences de pratiques relationnelles.

Il est donc utile de raisonner « toutes choses égales par ailleurs », afin de mesurer l'association entre origine sociale et configurations amicales nette d'un certain nombre d'effets de structure. Mon objectif ici n'est pas de reconstituer l'ensemble des processus guidant les appariements amicaux des élèves, ni d'ailleurs de séparer l'effet propre de la seule origine socioprofessionnelle de celui des multiples autres facteurs auxquels elle est liée (notes, ethnicité, etc.). Il s'agit plutôt de tenir compte des principaux biais susceptibles d'affecter la distribution des relations, de sorte que les différences de configurations amicales entre groupes sociaux puissent raisonnablement être attribuées à des différences de pratiques relationnelles<sup>7</sup>. L'approche retenue consiste donc à trouver la spécification de modèle la plus parcimonieuse possible, mais qui parvienne néanmoins à rendre compte de la structure globale du réseau de façon satisfaisante (ce que l'on peut évaluer via des tests de goodness-of-fit, voir annexe 7).

Des modèles statistiques dédiés permettent de modéliser les données de réseaux. Je m'appuierai ici sur les modèles dits ERGM (Exponential Random Graph Models), plus précisément sur une de leurs extensions longitudinales, TERGM (Temporal ERGM)<sup>8</sup>. Il s'agit en essence d'un modèle de régression logistique, dont les unités d'observation ne sont pas des individus, mais les liens entre individus pris deux à deux. La probabilité d'observer une nomination  $i \rightarrow j$  (l'individu  $i$  a déclaré l'individu  $j$  comme ami) est ainsi estimée en fonction des caractéristiques de cette paire ( $i, j$ ) : si les deux individus ont le même sexe (effet d'homophilie de sexe), s'ils ont des ami·es tiers en commun (effet de transitivité), etc. Comme pour une régression classique, chaque variable indépendante se voit attribuer un coefficient *log-odd*, ainsi qu'une p-value permettant d'en évaluer la significativité statistique. L'interprétation des coefficients sous forme d'odd-ratios est alors analogue à celle de n'importe quelle régression logistique.

Pour finir, si la modélisation statistique des réseaux d'amitié est nécessaire pour répondre à nos questions de recherche, il n'en demeure pas moins utile de considérer également des mesures plus simples, qui renseignent de façon descriptive sur l'état agrégé des réseaux (i.e. sans chercher à distinguer entre différents processus relationnels, comme le fait TERGM). Par souci de parcimonie, ces mesures sont présentées et commentées dans l'annexe 6 ; elles sont

---

<sup>7</sup> Cette approche permet d'inférer d'éventuelles différences de pratiques relationnelles entre les élèves, mais pas de statuer sur la nature de ces différences. En particulier, s'agissant de l'homophilie de goûts et de personnalité (H3), celle-ci peut s'expliquer par des effets de sélection (les élèves recherchent des amis qui leur ressemblent) mais aussi d'influence (ils et elles deviennent similaires à leurs ami·es) (Brechtwald et Prinstein, 2011). Mes modélisations ne permettent pas de séparer ces effets : il sera possible de dire si les élèves de certaines origines sociales ont des pratiques relationnelles qui les amènent à ressembler davantage à leurs ami·es, mais pas si ces pratiques relèvent de processus de sélection ou d'influence.

<sup>8</sup> Voir Robins *et al.* (2007) pour ERGM et Leifeld *et al.* (2018) pour TERGM (j'utilise les algorithmes *mtergm* et *btergm* développés par ces derniers, voir annexe 7). Toutes les analyses ont été effectuées à l'aide des paquets « *btergm* » (*ibid.*) et « *statnet* » (Handcock *et al.*, 2016) du logiciel R (R Core Team, 2020).

globalement concordantes avec les résultats des TERGMs, hors quelques points précis que je mentionnerai en conclusion.

## **Spécification des modèles**

Les différentes questions qui nous intéressent seront traitées via quatre modèles distincts. Cependant, la plupart des effets utilisés sont communs aux trois modèles, et forment une spécification de base nommée par convention  $m_0$ . Les modèles  $m_1$  (inscription des amitiés dans des groupes),  $m_2$  (proximité résidentielle),  $m_3$  (partage de goûts) et  $m_4$  (partage de traits de caractère) sont ensuite formés en ajoutant à  $m_0$  des effets spécifiques à chaque hypothèse à tester.

La spécification  $m_0$  tient compte de l'origine sociale des élèves, de leur sexe et de leur répartition entre classes (scolaires). Elle intègre aussi plusieurs effets dits « de réseau », c'est-à-dire qui visent à représenter le fait que les amitiés sont dépendantes les unes des autres (par exemple, tendance à devenir ami·e avec les ami·es de ses ami·es) ; et des effets adaptés à la structure longitudinale des données (par exemple, tendance d'une amitié à persister d'une vague à l'autre). Les effets statistiques correspondants, l'algorithme utilisé et des tests de goodness-of-fit sont présentés dans l'annexe 7.

Ensuite, les modèles  $m_1$ ,  $m_2$ ,  $m_3$  et  $m_4$  intègrent des paramètres propres et des effets d'interactions entre ces paramètres et l'origine sociale des élèves (plus précisément de l'individu émetteur de la nomination). Ce sont ces effets d'interaction qui permettent de tester l'hypothèse d'une configuration plus ou moins probable selon l'origine sociale. Par exemple, pour tester l'hypothèse selon laquelle la proximité géographique joue davantage chez les élèves des classes populaires, j'ajoute au modèle un terme d'homophilie résidentielle (tendance à être ami·e avec des pair·es qui vivent près de chez soi), et j'interagis ce terme avec l'origine sociale (plus ou moins forte homophilie résidentielle selon l'origine sociale de l'émetteur de la nomination). Par souci de concision, seuls les coefficients associés à ces effets d'interaction seront présentés dans le corps du texte ; les sorties complètes sont dans l'annexe 7.

Les effets propres à chaque modèle sont les suivants :

- $m_1$  vise à tester l'hypothèse d'une plus forte inscription des amitiés dans des groupes chez les élèves d'origine populaire. Le concept de transitivité permet d'opérationnaliser cette idée : il s'agit de la propension des amitiés à s'inscrire dans des triangles fermés ( $i \rightarrow k \rightarrow j$  implique  $i \rightarrow j$ <sup>9</sup>). Un effet de transitivité est déjà présent dans la spécification  $m_0$  ; dans  $m_1$ , j'ajoute donc uniquement un effet d'interaction entre transitivité et origine sociale.
- $m_2$  teste l'hypothèse d'une plus forte homophilie résidentielle chez les élèves d'origine populaire. Pour cela, un effet d'homophilie résidentielle est ajouté au modèle, qui capture la tendance des amitiés à advenir plus souvent entre élèves vivant plus proches les uns des autres (changement du *log-odd* d'occurrence d'un lien par

<sup>9</sup> Suivant la définition OTP (*outgoing shared partner*) de la transitivité. J'utilise en outre une version dite *geometrically weighted* de ce terme, qui attribue un poids marginal décroissant à chaque nouvel ami·e en commun supplémentaire  $k_1$ ,  $k_2$  etc. (Hunter, 2007).



heure de marche à pied supplémentaire), ainsi qu'un effet d'interaction entre cette homophilie résidentielle et l'origine sociale de l'individu émetteur du lien. En outre, un second effet (cette fois sans interaction) prend en compte la distance résidentielle au carré : en effet, à mesure que les élèves vivent plus loin les un·es des autres, l'importance marginale d'une heure supplémentaire de distance décroît, si bien que l'homophilie résidentielle est mal modélisée par un effet linéaire.

- m3 teste l'hypothèse d'une plus forte similarité de goûts entre ami·es chez les élèves d'origine supérieure. Un effet d'homophilie de goûts musicaux et un effet d'homophilie de goûts vidéos sont ajoutés au modèle (changement du *log-odd* pour chaque point supplémentaire de similarité musicale / vidéo, suivant la mesure de similarité présentée plus haut). Tous deux sont interagis avec l'origine sociale de l'individu émetteur.
- m4 teste l'hypothèse d'une plus forte similarité de traits de caractère entre ami·es chez les élèves d'origine supérieure. L'effet ajouté est cette fois un effet de dissimilarité (changement du *log-odd* pour chaque point supplémentaire de distance de personnalité entre deux élèves, suivant la mesure présentée plus haut). Là encore, l'effet est interagis avec l'origine sociale de l'individu émetteur.

Le tableau 2 résume les effets inclus dans chaque spécification. Chaque modèle est appliqué aux quatre établissements séparément ; mais, pour un établissement donné, aux 4 vagues de données simultanément. En effet, TERGM est conçu pour des observations longitudinales d'un même réseau, et les coefficients sont estimés pour l'ensemble des vagues (encadré 2).

#### **Encadré 2 – La représentation du temps sous TERGM**

Les modèles employés ici sont tous longitudinaux, c'est-à-dire qu'ils se basent sur les observations successives d'un même réseau d'amitié. Il y a donc un unique modèle pour les 4 vagues de données de chaque établissement. Cependant, cette forme longitudinale n'implique pas nécessairement que les questions substantielles auxquelles on cherche à répondre aient trait à l'évolution temporelle des phénomènes : on peut utiliser un modèle longitudinal pour identifier des comportements qui sont, eux, constants dans le temps.

De ce point de vue, si certains paramètres permettent de modéliser les dépendances temporelles entre observations successives (l'inertie et la réciprocité délayée, cf. annexe 7), les effets de tous mes modèles sont néanmoins supposés être homogènes dans le temps. Ainsi, le modèle postule que les mécanismes à l'œuvre dans l'émergence et l'évolution des réseaux restent les mêmes pendant la période considérée, quand bien même les réseaux, eux, évoluent. Il serait possible de relâcher ce postulat mais, en l'occurrence, cela complexifierait les modèles sans rien apporter à l'analyse – des tests exploratoires menés par ailleurs ne suggèrent pas de tendance temporelle claire pour les phénomènes qui nous intéressent. Ainsi, l'utilisation de données longitudinales sert ici surtout à augmenter la puissance statistique des analyses, en fournissant un plus grand nombre d'observations.

De plus, la nature longitudinale des modèles offre un autre avantage, qui est de contrôler implicitement pour certains processus relationnels non observés. En effet, comme l'état du réseau en vague 1 est pris pour acquis et que la modélisation démarre à partir de la vague 2,

les paramètres estimés reflètent la probabilité d'occurrence de certaines structures relationnelles étant donné l'état initial du réseau. Cela peut offrir une certaine protection contre des variables omises si celles-ci sont constantes dans le temps, leur effet étant capturé par l'état des relations en vague 1 (la mesure dans laquelle TERGM offre une protection de ce type fait toutefois l'objet d'un débat en cours entre statisticien·nes de réseaux, certain·es ayant argué que d'autres classes de modèles sont mieux adaptées ; voir Block et al., 2018 et Leifeld et Cranmer, 2019).

**Tableau 2 – Effets inclus dans les différentes spécifications TERGM**

Spécification de base (m0)			
- Densité - Effets de réseau : réciprocité, transitivity, inertie (autorégression), réciprocité délayée, centralité d'in- et out-degree (Paris 2 uniquement), two-paths (Savoie 1 uniquement) - Origine sociale : homophilie et effets principaux (émission et réception) - Sexe : homophilie et effets principaux (émission et réception) - Classe scolaire : homophilie			
Effets propres à chaque spécification			
m1	m2	m3	m4
- transitivité * origine sociale	- distance résidentielle - distance résidentielle au carré - distance résidentielle * origine sociale	- nb d'opinions musicales communes (racine carrée) - nb d'opinions musicales communes (racine carrée) * origine sociale - nb d'opinions vidéos communes (racine carrée) - nb d'opinions vidéos communes (racine carrée) * origine sociale	- distance dans l'espace factoriel des traits de caractère - distance dans l'espace factoriel * origine sociale

Note : « \* » indique un effet d'interaction. Pour les modèles m1 à m3, « origine sociale » désigne exclusivement l'origine sociale de l'individu émetteur de la nomination. Voir annexe 7.

## Transitivité et homophilie résidentielle : l'importance première du contexte scolaire

Pour commencer, penchons-nous sur les variations de la transitivity et de l'homophilie résidentielle. Toutes deux sont susceptibles de refléter l'importance de la proximité physique et des opportunités de rencontre dans la formation d'amitié, que ce soit en raison d'une proximité spatiale (vivre à côté) ou relationnelle (se croiser souvent au sein des mêmes groupes). On peut aussi penser qu'elles capturent l'importance accordée à la régularité dans le temps des échanges amicaux : un·e élève qui souhaite voir ses ami·es quotidiennement aura plus de difficultés à maintenir des liens dans différents cercles sociaux (puisque'il faut alors voir ces ami·es séparément) ou en-dehors de son quartier (contraintes de transport).

Le tableau 3 présente les coefficients estimés pour les effets propres aux modèles m1 (transitivity) et m2 (homophilie résidentielle). Pour rappel, tous les coefficients sont estimés nets des autres effets inclus dans la spécification m0 – on contrôle donc notamment pour l'impact du sexe et de l'origine sociale sur les amitiés des élèves.

**Tableau 3 – Coefficients *log-odd* estimés pour les spécifications TERGM m1 et m2, par établissement**

		Paris 1	Paris 2	Savoie 1	Savoie 2
<b>m1</b>	transitivité (gwesp OTP, decay = log(2))	0,917 ** (0,779 ; 1,184)	0,539 ** (0,528 ; 0,554)	0,934 ** (0,851 ; 0,994)	0,837 ** (0,820 ; 0,851)
	transitivité * origine sociale (émission)	- 0,029 (- 0,069 ; 0,061)	- 0,015 (- 0,033 ; 0,009)	- 0,014 (- 0,054 ; 0,035)	- 0,028 (- 0,079 ; 0,037)
<b>m2</b>	dist. résident.	- 0,629** (0,247)	- 0,182 *** (0,057)	- 0,09 *** (0,021)	- 0,106 *** (0,026)
	dist. résident. (carré)	0,456*** (0,197)	0,06 ** (0,025)	0,008 *** (0,002)	0,016 ** (0,004)
	dist. résident. * origine sociale (émission)	- 0,088 (0,072)	- 0,046 ** (0,023)	0,012 (0,018)	- 0,006 (0,013)

\*\*\* :  $p < 0,01$  ; \*\* :  $p < 0,05$  ; \* :  $p < 0,1$

Note : pour les modèles m1, la méthode d'estimation utilisée (btergm) ne donne par construction pas de p-value, mais directement un intervalle de confiance à 95 % (indiqué entre parenthèses). Pour m2, l'erreur standard du coefficient est bien calculée, et indiquée entre parenthèses. Voir annexe 7 pour la différence entre les deux méthodes.

Clé de lecture : les coefficients donnent le changement du *log-odd* d'un lien pour une unité de la variable explicative (qu'on peut convertir en odd-ratio par une transformation exponentielle). Ainsi, toutes choses égales par ailleurs, à Paris 1, une nomination a  $\exp(0,917) = 2,50$  fois plus de chances d'être observées, plutôt que non, si elle s'inscrit dans une triade transitive (i.e. si les deux élèves ont un·e ami·e tiers·ce en commun). À Savoie 1, une nomination a  $\exp(2 \cdot -0,090) = 0,84$  fois plus de chances d'être observée plutôt que non (ou 1,20 fois moins de chances), entre deux élèves vivant à deux heures de marche, comparé à deux élèves vivant au même endroit.

Par construction, les effets principaux (i.e. hors interaction) donnent les tailles d'effet pour un·e élève dont le score d'origine sociale est égal à 0 (donc appartenant aux classes moyennes, le score d'origine sociale étant normalisé). Sans surprise, l'effet de transitivité est positif, de grande taille et statistiquement significatif dans les quatre établissements : le coefficient *log-odd* va de 0,539 à 0,934, ce qui signifie que, toutes choses égales par ailleurs, une nomination a entre 1,71 et 2,54 fois plus de chances d'arriver, plutôt que non, quand l'émetteur et le récepteur ont une relation tierce en commun plutôt qu'aucune<sup>10</sup>. Les amitiés tendent donc bien à s'organiser en triangles fermés, comme c'est presque toujours le cas dans les réseaux amicaux.

L'effet de la distance résidentielle est lui négatif et statistiquement significatif dans tous les établissements, ce qui signifie que la probabilité d'une amitié décroît à mesure que deux élèves vivent loin. Comme l'on pouvait s'y attendre, il y a donc de l'homophilie résidentielle parmi les élèves. En outre, l'effet de la distance résidentielle au carré étant positif, on trouve bien une décroissance marginale de cette homophilie, qui reflète vraisemblablement l'effet de compression des longues distances lié à l'usage de la voiture ou des transports en commun.

<sup>10</sup> Les coefficients *log-odd* se convertissent en *odd-ratio* par une transformation exponentielle :  $\exp(0,539) = 1,71$  et  $\exp(0,934) = 2,54$ . En outre, pour la transitivité sous sa forme *gwesp*, chaque ami·e commun·e supplémentaire augmente le *log* de la valeur du coefficient multipliée par celle du *decay* à l'exposant  $n-1$ , avec  $n$  le nombre d'ami·es commun·es ; voir [annexe 7](#).

En revanche, les effets d'interaction sont proches de 0 et statistiquement non significatifs dans tous les collèges, aussi bien pour la transitivité que pour l'homophilie résidentielle. La seule exception concerne l'homophilie résidentielle à Paris 2, qui présente un effet d'interaction statistiquement significatif ; mais celui-là est négatif, ce qui signifie que l'homophilie résidentielle est plus forte à mesure que l'origine sociale monte<sup>11</sup> – soit l'inverse de notre hypothèse H2. Ainsi, les deux hypothèses portant sur la plus grande tendance des amitiés des élèves d'origine populaire à s'inscrire dans des groupes et à être dirigées vers des camarades vivant à proximité ne sont clairement pas corroborées : aucune association n'est détectable entre origine sociale et transitivité ou homophilie résidentielle.

Comment comprendre ce résultat ? L'utilisation des modèles TERGM visait à identifier des différences de pratiques amicales et, à travers elles, des différences dispositionnelles entre groupes sociaux – comme par exemple une culture de la sociabilité en groupes ou une plus grande importance accordée à l'identité de quartier chez les jeunes d'origine populaire. L'absence d'effet statistique suggère donc que de telles différences dispositionnelles sont, sinon absentes, du moins trop faibles pour être détectables.

Ceci étant dit, il importe de ne pas confondre expression et existence d'une disposition. Comme le souligne Lahire (2005), un trait psychologique donné peut exister à l'état latent, mais sans rencontrer de sollicitation contextuelle à même de le traduire en comportement effectif. Dès lors, trois interprétations restent ouvertes à ce stade. Premièrement, il est possible que la transmission de disposition amicales par le milieu familial soit globalement peu importante s'agissant de la transitivité et de l'homophilie résidentielle. Deuxièmement, on peut supposer qu'une telle transmission a bien eu lieu, mais qu'elle a ensuite été recouverte par une socialisation entre pair·es au sein même de l'établissement. En effet, les établissements étudiés sont socialement hétérogènes et de nombreuses amitiés y existent entre élèves issu·es de différents milieux sociaux (il y a bien de l'homophilie sociale, mais elle demeure modérée ; voir Chabot, 2022). Les différences de socialisations familiales pourraient ainsi être atténuées par une forme de convergence entre les pratiques amicales des élèves au sein du même établissement. Troisièmement, il est possible que le contexte du collège soit trop contraint pour que certaines dispositions s'expriment. Par exemple, on pourrait imaginer que les jeunes d'origine supérieure ont bien une préférence pour les sociabilités intimistes, mais que l'espace du collège ne leur donne tout simplement pas d'occasion d'entretenir ce type de relations (espaces publics et exigus comme la cour de récréation qui rendent difficiles de s'isoler avec un·e ami·e). Leurs dispositions pour ce type de sociabilité rejailliraient alors dans d'autres contextes, par exemple dans les amitiés qu'ils nouent lors d'activités extra-scolaires, en vacances ou via les connaissances de leurs parents.

Ces différentes interprétations convergent cependant sur un point : elles suggèrent un rôle décisif du contexte scolaire sur la structuration des amitiés des élèves. En effet, soit ce contexte exerce des contraintes directes sur la sociabilité des jeunes, par exemple via la

---

<sup>11</sup> L'effet d'homophilie résidentielle est construit à partir d'une mesure de distance, ce qui veut dire que l'homophilie est indiquée par des coefficients négatifs : la probabilité d'une amitié baisse lorsque la distance augmente. Les effets d'interaction donnant la variation de l'effet principal lorsque le score d'origine sociale augmente, un coefficient négatif signifie bien que l'homophilie augmente (i.e. l'effet négatif de la distance résidentielle devient encore plus négatif) pour les catégories sociales supérieures.

répartition entre classes ou l'organisation du temps scolaire, qui supplantent d'éventuelles différences dispositionnelles entre groupes sociaux (interprétations 1 et 3) ; soit il induit une socialisation entre élèves de différentes origines en favorisant la diversité sociale de leurs relations (interprétation 2).

## **Homophilie de goûts et de personnalité : un rôle important des socialisations extra-scolaires ?**

Qu'en est-il maintenant de la tendance des élèves à avoir des ami·es dont les goûts ou la personnalité sont proches des leurs ? Le tableau 4 présente les coefficients estimés pour les effets propres aux modèles m3 (homophilie de goûts musicaux et vidéos) et m4 (homophilie de personnalité déclarée).

**Tableau 4 – Coefficients *log-odd* estimés pour les spécifications TERGM m3 et m4, par établissement**

		Paris 1	Paris 2	Savoie 1	Savoie 2
<b>m3</b>	musique (homophilie)	0,088 *** (0,03)	0,07 *** (0,012)	0,096 *** (0,018)	0,071 *** (0,018)
	vidéastes (homophilie)	0,065 ** (0,032)	0,028 ** (0,012)	-0,008 (0,017)	-0,029* (0,017)
	musique (homophilie) * origine sociale (émission)	0,061 ** (0,03)	-0,004 (0,013)	0,056 ** (0,024)	0,103 *** (0,022)
	vidéastes (homophilie) * origine sociale (émission)	-0,014 (0,031)	0,018 (0,015)	0,027 (0,021)	-0,035 * (0,019)
<b>m4</b>	caractère déclaré (homophilie)	-0,01 (0,047)	-0,09*** (0,020)	-0,0623 * (0,038)	-0,057 * (0,030)
	caractère déclaré (homophilie) * origine sociale (émission)	-0,07 (0,058)	-0,009 (0,025)	-0,083 * (0,050)	-0,079 ** (0,038)

\*\*\* :  $p < 0,01$  ; \*\* :  $p < 0,05$  ; \* :  $p < 0,1$

Commençons par les effets principaux. S’agissant des goûts musicaux, les coefficients sont positifs et significatifs dans les quatre établissements, ce qui indique bien de l’homophilie musicale (les amitiés deviennent plus probables à mesure que le nombre de goûts en communs augmente). Trois établissements présentent également un coefficient négatif et significatif pour la personnalité déclarée, ce qui indique là encore un effet d’homophilie (les amitiés deviennent moins probables à mesure que la distance dans l’espace factoriel augmente). En revanche, pour les opinions en matière de vidéastes, les choses semblent moins claires : le coefficient associé est significatif et positif dans deux établissements (Paris 1 et 2), ce qui indique bien un effet d’homophilie, mais ce n’est pas le cas dans les deux autres collèges (à Savoie 2, il est même négatif, ce qui indiquerait un effet d’hétérophilie ; néanmoins, il est plausible que ce soit là un résultat aléatoire, un tel schéma étant théoriquement très surprenant, et le coefficient n’étant significatif qu’au seuil de 90 %).

Ces différentes homophilies varient-elles selon l’origine sociale ? Pour les goûts musicaux, l’interaction est positive et significative dans trois des quatre établissements (hors Paris 2), ce qui indique bien un effet d’homophilie croissant avec l’origine de l’émetteur·rice. En fait, le modèle prédit une homophilie quasi nulle pour les élèves issu·es des classes populaires, mais très nette pour celles et ceux issu·es des classes supérieures<sup>12</sup>. En revanche, aucune interaction significative et positive n’apparaît pour les vidéastes – le coefficient est même significatif et négatif à Savoie 2, soit l’inverse de l’hypothèse H3 (homophilie moins prononcée pour les origines supérieures).

Pourquoi cette différence entre goûts musicaux et vidéos ? Tout d’abord, l’homophilie semble tout simplement moins prononcée pour les seconds, tous groupes sociaux confondus. En

<sup>12</sup> Par exemple, à Paris 1, un élève dont le score d’origine sociale est de -2 aura un *log-odd* de  $0,088 - 2*0,061 = 0,034$  pour l’homophilie musicale, quand celui-ci sera de  $0,088 + 2*0,061 = 0,210$  pour un élève dont le score est de 2.

outre, le nombre d'opinions communes, non seulement parmi les ami·es mais aussi pour l'ensemble des paires d'élèves, est moins importante pour les vidéastes que pour les musicien·nes (annexe 6). Ainsi, les goûts en matière de vidéos sont plus divers, plus éclatés, que les goûts musicaux<sup>13</sup>. Cela tient sans doute à la grande variété des contenus de vidéos sur internet, et des usages qu'en font les élèves – séries ou films, humour, tutoriels, compétitions sportives, vlog, etc. On peut donc supposer que les pratiques musicales correspondent davantage à des styles culturels bien définis et identifiés que les pratiques vidéos, d'où la faiblesse de l'homophilie pour ces dernières y compris parmi les élèves d'origine supérieure<sup>14</sup>.

Du côté de l'homophilie de personnalité déclarée, un effet d'interaction négatif et significatif est observé dans deux des quatre établissements (Savoie 1 et 2), ce qui indique bien une homophilie plus forte chez les classes supérieures. Toutefois, à Savoie 1, cette significativité n'est atteinte que de justesse, au seuil de 90 %. En outre, dans les deux autres collèges (Paris 1 et 2), le coefficient est également négatif, mais statistiquement non-significatif.

Il faut ici distinguer personnalité déclarée et personnalité réelle : peut-être les individus d'origine supérieure sont-ils plus enclins à mettre en récit ce qu'ils perçoivent comme leur personnalité, d'où des réponses plus cohérentes aux items du questionnaire. Cela rendrait la variable simplement moins pertinente pour les élèves d'origine populaire, et pourrait expliquer les différences d'homophilie observées. Il n'est donc pas certain que les élèves d'origine supérieure soient objectivement plus semblables à leurs ami·es en termes de traits psychologiques, même dans les deux collèges savoyards. Cependant, si les élèves d'origine supérieure sont plus enclins à l'autodéfinition psychologique, alors on peut légitimement supposer que cela les dispose également à percevoir leurs ami·es par ce prisme. Quoique le mécanisme explicatif soit un peu différent, on retombe donc bien sur l'idée d'une attention plus forte portée à la similarité interindividuelle entre ami·es, comme on en avait fait l'hypothèse. D'ailleurs, les travaux sur les adultes présentés en première partie relèvent une plus grande présence du thème de la proximité interindividuelle dans les récits formulés par les enquêté·es des classes supérieures sur leurs amitiés ; ils n'emploient pas non plus de mesure non déclarative de l'homophilie de personnalité.

Dans l'ensemble, on peut donc dire de notre troisième hypothèse qu'elle est partiellement corroborée, même si les résultats demeurent plus suggestifs que définitifs. Si les amitiés des élèves d'origine supérieure sont effectivement plus homophiles au plan musical dans trois des quatre établissements, ce n'est pas le cas pour les goûts en matière de vidéastes – on n'observe cependant pas d'homophilie marquée sur cette seconde dimension, qui serait donc simplement moins signifiante pour la formation des amitiés en général. Il est ainsi difficile de

---

<sup>13</sup> Il ne s'agit pas là d'un simple artefact de méthode lié au choix des artistes présenté·es aux élèves : les questionnaires comprenaient également des questions ouvertes permettant de nommer librement ses artistes préféré·es, et le nombre de réponses unitaires différentes y est plus important pour les vidéastes que pour les musicien·nes (567 contre 445, au total sur tous les collèges).

<sup>14</sup> Les pratiques musicales coïncident aussi sans doute davantage avec les modes vestimentaires : en visitant les collèges et en menant des entretiens avec les élèves, on distingue rapidement des styles de vêtement connotés « rap » ou « rock », par exemple – alors que l'on imagine moins bien ce que serait un style vestimentaire « Cyprien » ou « tutos make-up » (qui sont des types de vidéos populaires chez les élèves). Au demeurant, la différenciation sociale des styles musicaux chez les jeunes est un phénomène largement étudié en sociologie (par exemple Azam *et al.*, 2018). On dispose en revanche de moins de travaux sur les visionnages de vidéos sur internet.



savoir si les élèves issues des classes supérieures sont plus homophiles en termes de goûts en général, ou bien de goûts musicaux exclusivement. Quant à l'homophilie de personnalité déclarée, elle apparaît également plus marquée chez les groupes supérieurs, mais dans certains établissements seulement. D'ailleurs, pour un des quatre collèges (Paris 2), ni les goûts musicaux ni la personnalité déclarée ne font l'objet d'une plus grande homophilie des élèves d'origine supérieure, ce qui suggère que les situations locales peuvent tout de même varier de façon importante.

Ces résultats suggèrent bien qu'il existe des cultures amicales socialement différenciées, au moins dans certains établissements. En effet, il semble assez improbable que l'homophilie accrue des catégories supérieures puisse s'expliquer par des contraintes structurelles externes à l'établissement ; elle semble donc devoir être attribuée à des différences de socialisation. Celles-ci peuvent être familiales, mais pas exclusivement : réseaux amicaux ségrégués hors du collège ou médiums culturels socialement différenciés peuvent également jouer un rôle.

Pour autant, ces cultures amicales différentes ne sont pas nécessairement très éloignées ; et il est aussi possible que des facteurs contextuels contribuent à leur convergence (partielle) au sein du collège. En effet, si l'homophilie de goûts et de personnalité apparaît plus forte chez les élèves d'origine supérieure nette des autres processus relationnels capturés par les modèles, l'impact de cette tendance sur la structure agrégée des réseaux est lui plutôt faible. Les différences entre groupes sociaux décelées grâce aux techniques de modélisation n'apparaissent pas toujours dans des mesures descriptives plus simples considérant l'état agrégé des réseaux (voir annexe 6 : la plus forte homophilie de personnalité déclarée des catégories supérieures apparaît nettement au plan descriptif, mais c'est moins franchement le cas pour l'homophilie de goûts musicaux). Autrement dit, si les élèves d'origine supérieure recherchent sans doute davantage des ami·es qui leur ressemblent, cela n'implique pas toujours qu'ils et elles soient effectivement plus semblables à leurs ami·es au final, tant les homophilies de goûts et de personnalité sont liées à d'autres phénomènes relationnels comme les homophilies de sexe ou d'origine sociale.

## Conclusion

L'analyse des réseaux amicaux ne permet pas d'établir de différence entre milieux sociaux dans la propension à former des groupes d'ami·es (transitivité), ni à rechercher des ami·es vivant près de chez soi. Rien n'indique donc que la disponibilité physique immédiate ou la fréquentation assidue des mêmes cercles sociaux pèsent davantage sur les amitiés des élèves d'origine populaire au sein du collège, comme on pouvait en faire l'hypothèse.

En revanche, les élèves ressemblent davantage à leurs ami·es du point de vue des goûts musicaux et de la personnalité déclarée à mesure que leur origine sociale s'élève et une fois pris en compte les principaux facteurs structurant les réseaux amicaux (soit les homophilies sociales et de sexe, la distribution entre classes scolaires, et les mécanismes endogènes de réseaux que sont la réciprocité, la transitivité et l'inertie des liens dans le temps). Cela suggère une tendance de ces élèves, consciente ou non, à accorder plus d'importance à ces éléments dans leurs choix amicaux, ou à s'influencer davantage entre ami·es. La thèse d'une

conception de l'amitié plus intimiste parmi les enfants des classes supérieures apparaît compatible avec ces résultats.

Pour en revenir à la distinction entre explications contextualistes (sollicitations de l'environnement immédiat) et dispositionnalistes (passé social intériorisé et transmission intergénérationnelle) de la formation des amitiés entre jeunes, il semble donc que l'importance relative de ces mécanismes dépende des pratiques amicales considérées. Néanmoins, dans l'ensemble, les configurations amicales explorées s'avèrent très similaires entre les jeunes de différents milieux. Même pour les goûts musicaux et la personnalité déclarée, les différences de pratique détectées par les modèles de réseaux n'ont qu'un impact modéré sur la structure agrégée des réseaux, les élèves d'origine supérieure n'étant au final pas beaucoup plus semblables à leurs ami·es que ceux d'origine populaire. A minima, on peut donc exclure l'hypothèse de dispositions à la sociabilité à la fois radicalement différentes selon l'origine sociale, et systématiquement exprimées dans les comportements amicaux. Si des divergences dispositionnelles peuvent tout de même exister, elles demeurent vraisemblablement limitées, et/ou ne trouvent pas à s'exprimer dans le contexte scolaire.

La méthodologie employée dans cet article présente plusieurs limites, que de futures recherches pourraient tenter de dépasser. D'abord, les goûts et la personnalité des élèves s'avèrent difficiles à objectiver et les mesures proposées ne les capturent que partiellement. Si les élèves d'origine supérieure semblent plus homophiles au plan musical, il n'est pas certain que cela s'applique à d'autres dimensions de leurs pratiques culturelles (vêtements, cinéma, loisirs, etc.). Quant à la personnalité déclarée, elle ne correspond pas nécessairement à la personnalité réelle ; et le fait de poser aux élèves des questions qu'ils ne se sont peut-être jamais posés eux-mêmes (« Es-tu sociable ? », « Es-tu généreux ? », etc.) comporte le risque de générer un artefact méthodologique sans rapport avec les pratiques réelles. Les effets d'interaction détectés doivent donc être vus comme des indices prometteurs, appelant confirmation par d'autres recherches, plutôt que comme une confirmation définitive de l'hypothèse H3. Au demeurant, il est aussi possible que l'imprécision des mesures masque en partie l'effet recherché, lequel serait en fait plus important que ce que l'on a observé.

Ensuite, la modélisation statistique des réseaux d'amitié ne permet pas d'étudier l'investissement subjectif des relations par les élèves. En effet, elle repose sur une posture formaliste : l'accent n'est pas tant mis sur le contenu symbolique des relations que sur leur distribution et la façon dont elles s'agencent les unes par rapport aux autres. Ces résultats gagneraient donc à être complétés par des approches qualitatives, à même d'identifier d'éventuelles différences de cultures amicales dans le déroulé précis des interactions entre élèves : comportement attendu de la part des amis, sujets de discussion, pression normative du groupe de pair·es, etc.

Troisièmement, une hypothèse très discutée dans la littérature – et qui bénéficie d'un soutien empirique inconsistant d'une enquête à l'autre (Gest et al, 2007) – est celle d'une différence de genre des configurations amicales. On peut ainsi se demander si genre et origine sociale interagissent, avec par exemple une importance du groupe, ou du « quartier » et de la proximité résidentielle, plus marquée chez les garçons d'origine populaire. Néanmoins, le

vérifier demanderait un échantillon plus large que celui utilisé ici (sous-diviser les groupes sociaux par genre affaiblirait trop la puissance statistique de mes analyses).

Enfin, le choix de se concentrer sur des établissements socialement mixtes constitue à la fois une force et une faiblesse du dispositif d'enquête. Si cela facilite l'identification de différences dispositionnelles entre les groupes sociaux – puisque les élèves partagent un même contexte de sociabilité –, il n'est en revanche pas possible, lorsque leurs configurations amicales se ressemblent, de savoir si cela tient à une absence initiale de différences dispositionnelles (interprétation 1), à une socialisation entre élèves (interprétation 2) ou à une absence d'expression de certaines dispositions dans ce contexte particulier (interprétation 3).

Pour départager ces interprétations, deux pistes de recherche semblent prometteuses. D'abord, si la socialisation entre élèves tend à produire une homogénéisation des dispositions amicales (interprétation 2), alors la situation devrait radicalement différer entre établissements mixtes et ségrégués. Les collègues à dominante populaire d'une part, supérieure de l'autre, devraient ainsi présenter des structures de réseau très différentes. En outre, on devrait observer, au sein de ces collègues, une tendance des élèves du groupe minoritaire à adopter les comportements amicaux du groupe majoritaire – c'est-à-dire, par exemple, que les jeunes issus des classes supérieures fréquentant des établissements à dominante populaire devraient avoir des amitiés plus transitives et spatialement plus homophiles que celles et ceux qui fréquentent des établissements à dominante supérieure.

Ensuite, si l'on suppose que le contexte du collège ne permet pas l'expression de certaines dispositions amicales (interprétation 3), alors ces dernières devraient néanmoins être activées dans d'autres contextes. Par exemple, la littérature ethnographique insiste sur le rôle de la fratrie et des pair·es plus âgé·es dans la socialisation des jeunes d'origine populaire (Lepoutre, 1997) ; les différences de culture amicale pourraient donc se faire plus saillantes en regardant au-delà d'un unique niveau scolaire. De même, les amitiés hors de l'école pourraient présenter des configurations plus différenciées – ce, d'autant plus, que ce sont souvent des amitiés moins mixtes socialement que celles qui prennent place dans l'établissement (Authier et Lehman-Frisch, 2012 ; Chabot, 2022). Par exemple, peut-être verrait-on des dispositions au maintien de relations de longue distance être activées chez les jeunes des classes supérieures en considérant les amitiés formées pendant les vacances ou avec des pair·es rencontré·es dans d'autres activités. Mais il est aussi possible, à l'inverse, que certains contextes s'avèrent encore plus uniformisateurs que le collège : Hoffman et Chabot (2023) ne trouvent ainsi pratiquement pas d'homophilie sociale dans deux colonies de vacances.

En extrapolant à partir des résultats obtenus dans ces quatre établissements, on serait tenté de dire que la structuration des réseaux amicaux des adultes de classes populaires en ensembles denses et fortement transitifs, et des adultes de classes supérieures en cercles sociaux distincts et partiellement autonomes, tient d'abord aux contraintes matérielles structurant leurs sociabilités (par exemple le types de ressources dont ces différentes formes de réseaux facilitent la circulation) ou à des socialisations secondaires relativement tardives dans les trajectoires de vie (par exemple l'université ou le milieu professionnel). De même, la force de l'homophilie résidentielle dépendrait de la mobilité géographique en cours de vie, ce qui rejoint les conclusions de Bidart, Degenne et Grossetti (2011) sur le rôle des études longues et

des voyages à l'étranger. En revanche, l'attention portée à la similarité interindividuelle et à la proximité de goûts avec les ami·es pourrait bien avoir une base dispositionnelle acquise dès l'enfance et liée au milieu familial – ce qui n'exclut nullement que socialisations plus tardives et contraintes contextuelles puissent aussi jouer un rôle important. Bien entendu, il s'agit ici de réflexions ouvertes, la présente étude ne portant pas sur les adultes. De futures recherches pourraient ainsi interroger avec profit le rôle des facteurs dispositionnels et contextuels dans la structuration des réseaux d'amitié tout au long de la vie.

## RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- Authier J.-Y., Lehman-Frisch S., 2012 « Il était une fois... des enfants dans des quartiers gentrifiés à Paris et à San Francisco », *Actes de la recherche en sciences sociales*, 195, p. 58-73.
- Azam M., Grossetti M., Laffont L., Tudoux B., 2018, « Choix musicaux, modes de découverte et contextes d'écoute. Une typologie des univers musicaux des 15-25 ans », *Sociologie*, 9, 4, p. 343-360.
- Bidart C., 1988 « Sociabilités : quelques variables », *Revue française de sociologie*, 29, p. 621-648.
- Bidart C., 1991 « L'amitié, les amis, leur histoire. Représentations et récits », *Sociétés Contemporaines*, 5, p. 21-42.
- Bidart C., 2010 « Les âges de l'amitié », *Transversalités*, 113, p. 65-81.
- Bidart C., Degenne A., Grossetti M., 2011 *La vie en réseau. Dynamique des relations sociales*, Paris : PUF.
- Block P., Koskinen J., Hollway J., Steglich C., Stadtfeld C., 2018 « Change We Can Believe in : Comparing Longitudinal Network Models on Consistency, Interpretability and Predictive Power », *Social Networks*, 52, p. 180-191.
- Bourdieu P., 1980 « Le capital social », *Actes de la Recherche en Sciences Sociales*, 31, p. 2-3.
- Brechwald W.A., Prinstein M.J., 2011 « Beyond Homophily : A Decade of Advances in Understanding Peer Influence Processes », *Journal of Research on Adolescence*, 21 (1), p. 166-179.
- Chabot T., 2021, *From Diversity to Mixing? Socioeconomic Homophily in French Desegregated Middle Schools*, thèse de doctorat, Florence : European University Institute.
- Chabot T., 2022 « L'homophilie sociale au collège. Amitiés et inimitiés entre élèves socialement distants dans quatre établissements mixtes », *Revue française de sociologie*, 63, p. 65-111.
- Cousin O., Felouzis G., 2002 *Devenir collégien: l'entrée en classe de sixième*, Paris : ESF.
- Dubet F., Martuccelli D., 2014 *À l'école. Sociologie de l'expérience scolaire*, Paris : Le Seuil.
- Ganzeboom H.B.G., Treiman D.J., 1996 « Internationally Comparable Measures of Occupational Status for the 1988 International Standard Classification of Occupations », *Social Science Research*, 25 (3), p. 201-239.
- Gest S.D., Davidson A.J., Rulison K.L., Moody J., Welsh J.A., 2007 « Features of groups and status hierarchies in girls' and boys' early adolescent peer networks », *New Directions for Child and Adolescent Development*, 118, p. 43-60.
- Goodreau S.M., Kitts J.A., Morris M., 2009 « Birds of a Feather, or Friend of a Friend ? Using Exponential Random Graph Models to Investigate Adolescent Social Networks », *Demography*, 46 (1), p. 103-125.
- Handcock M.S., Hunter D.R., Butts C.T., Goodreau S.M., Krivitsky P.N., Bender-deMoll S., Morris M., 2016 « statnet: Software Tools for the Statistical Analysis of Network Data »,.
- Héran F., 1988 « La sociabilité, une pratique culturelle », *Economie et statistique*, 216, p. 3-22.
- Herpin N., 1996 « Les amis de classe : du collège au lycée », *Économie et statistique*, 293, p. 125-136.

- Hoffman M., Chabot T., 2023 « The role of selection in socioeconomic homophily : Evidence from an Adolescent Summer Camp », *Social Networks*, 74, p. 259-274.
- Hunter D.R., 2007 « Curved Exponential Family Models for Social Networks », *Social networks*, 29 (2), p. 216-230.
- Ichou M., 2018 *Les enfants d'immigrés à l'école: Inégalités scolaires du primaire à l'enseignement supérieur*, Paris : PUF.
- Lacey C., 1971 *Hightown Grammar : The School as a Social System*, Manchester : Manchester University Press.
- Lahire B., 2005 *L'homme pluriel. Les ressorts de l'action*, Paris : Armand Colin.
- Leifeld P., Cranmer S.J., 2019 « A theoretical and Empirical Comparison of the Temporal Exponential Random Graph Model and the Stochastic Actor-Oriented Model », *Network Science*, 7 (1), p. 20-51.
- Leifeld P., Cranmer S.J., Desmarais B.A., 2018 « Temporal Exponential Random Graph Models with btergm: Estimation and Bootstrap Confidence Intervals », *Journal of Statistical Software*, 83 (1), p. 1-36.
- Lepoutre D., 1997 *Cœur de banlieue. Codes, rites, et langages*, Paris : Odile Jacob.
- Lin N., 1995 « Les ressources sociales : une théorie du capital social », *Revue française de sociologie*, 36, p. 685-704.
- McFarland D.A., Moody J., Diehl D., Smith J.A., Thomas R.J., 2014 « Network Ecology and Adolescent Social Structure », *American Sociological Review*, 79 (6), p. 1088-1121.
- McPherson M., Smith-Lovin L., Cook J.M., 2001 « Birds of a Feather : Homophily in Social Networks », *Annual Review of Sociology*, 27 (1), p. 415-444.
- Oberti M., Prêteceille E., Rivière C., 2012 « Les effets de l'assouplissement de la carte scolaire dans la banlieue parisienne », Paris : HALDE – Défenseur des droits et DEPP – Ministère de l'Éducation nationale.
- Octobre S., Détrez C., Mercklé P., Berthomier N., 2010 *L'enfance des loisirs. Trajectoires communes et parcours individuels de la fin de l'enfance à la grande adolescence*, Paris : Ministère de la Culture – DEPS (Questions de culture).
- Oles A., 2021 « Query openrouteservice from R », *Github*.
- Palheta U., 2015 *La domination scolaire. Sociologie de l'enseignement professionnel et de son public*, Paris : PUF.
- R Core Team, 2020, « R: A language and environment for statistical computing », *R Foundation for Statistical Computing*, Vienne.
- Rivière C., 2017 « La fabrique des dispositions urbaines. Propriétés sociales des parents et socialisation urbaine des enfants », *Actes de la recherche en sciences sociales*, 216-217, p. 64-79.
- Robins G., Pattison P., Kalish Y., Lusher D., 2007 « An Introduction to Exponential Random Graph ( $\rho^*$ ) Models for Social Networks », *Social Networks*, 29, 2, p. 173-191.

Whyte W.F.,1993 [1943] *Street Corner Society. The Social Structure of an Italian Slum*, Chicago : University of Chicago Press.

Willis P.E., 1977, *Learning to Labor: How Working Class Kids Get Working Class Jobs*, Columbia University Press, 244 p.

Zanten A. van, 2000, « Le quartier ou l'école ? Déviance et sociabilité adolescente dans un collège de banlieue », *Déviance et société*, 24, 4, p. 377-401.

# Annexes

L'article compte 7 annexes, mentionnées au fil du texte principal et listées ci-dessous. La numérotation des tableaux et figures est propre aux annexes et distincte de la numérotation du texte de l'article.

## Liste des annexes

1. Propriétés notables et composition socio-professionnelle des collègues étudiés
2. Valeurs manquantes dans les réseaux
3. Mesures descriptives sur les réseaux d'amitié
4. Listes des musiciens, sports et activités artistiques
5. Construction du score de distance de caractère déclaré
6. Mesures descriptives de la variation sociale des structures amicales
7. Modèles TERGM : sorties complètes et goodness-of-fit



## Annexe 1 – Propriétés notables et composition socio-professionnelle des collèges étudiés

Tableau 1 – PCS de niveau 1 du chef de famille, par établissements

	Paris 1	Paris 2	Savoie 1	Savoie 2
PCS 1 (agriculteurs)	0	0	2 (0.01)	3 (0.01)
PCS 2 (artisans, commerçants, chefs d'entreprise)	8 (0.08)	26 (0.9)	15 (0.07)	30 (0.13)
PCS 3 (cadres, professions intellectuelles supérieures)	30 (0.31)	76 (0.26)	35 (0.17)	56 (0.24)
PCS 4 (professions intermédiaires)	13 (0.14)	55 (0.19)	57 (0.28)	53 (0.23)
PCS 5 (employés)	28 (0.29)	89 (0.31)	52 (0.26)	57 (0.24)
PCS 6 (ouvriers)	6 (0.06)	22 (0.08)	22 (0.11)	18 (0.08)
PCS 8 (inactifs)	2 (0.02)	8 (0.02)	3 (0.01)	4 (0.02)
Pas d'information	9 (0.09)	12 (0.04)	17 (0.08)	12 (0.05)
<b>Total</b>	<b>96</b>	<b>288</b>	<b>203</b>	<b>233</b>

Note : le pourcentage du total est indiqué entre parenthèses.

Le chef de famille est le parent ayant la garde de l'enfant ou, quand les deux sont présents, celui ayant la plus haute PCS. Quand la profession déclarée par un des deux parents est ambiguë quant au code PCS approprié, celle de l'autre parent est préférée.

**Tableau 2 – Catégories ISCO de niveau 1 du chef de famille, par établissements**

	Paris 1	Paris 2	Savoie 1	Savoie 2
ISCO 0 (armed forces occupations)	0 (0.00)	1 (0.00)	0 (0.00)	0 (0.00)
ISCO 1 (managers)	7 (0.07)	29 (0.10)	8(0.04)	21 (0.09)
ISCO 2 (professionals)	29 (0.30)	65 (0.23)	38 (0.19)	40 (0.17)
ISCO 3 (technicians and associate professionals)	6 (0.06)	39 (0.14)	48 (0.24)	52 (0.22)
ISCO 4 (clerical support workers)	9 (0.09)	26 (0.09)	19 (0.09)	22 (0.09)
ISCO 5 (service and sales workers)	23 (0.24)	80 (0.28)	34 (0.17)	38 (0.16)
ISCO 6 (skilled agricultural, forestry and fishery workers)	0 (0.00)	0 (0.00)	3 (0.02)	4 (0.02)
ISCO 7 (craft and related trade workers)	5 (0.05)	14 (0.05)	18 (0.09)	24 (0.10)
ISCO 8 (plant and machine operators and assemblers)	2 (0.02)	6 (0.02)	9 (0.04)	12 (0.05)
ISCO 9 (elementary occupations)	8 (0.08)	15 (0.05)	7 (0.03)	10 (0.04)
Pas d'information	7 (0.07)	13 (0.05)	19 (0.09)	10 (0.04)
<b>Total</b>	<b>96</b>	<b>288</b>	<b>203</b>	<b>233</b>

Note : le pourcentage du total est indiqué entre parenthèses.

Le nom des groupes ISCO de niveau 1 a été laissé en anglais (ISCO étant une classification internationale).

Le nombre d'élèves sans information est légèrement différent du tableau 2 (PCS), car certaines déclarations de professions sont recodables dans une typologie mais pas dans l'autre (quand une déclaration floue laisse plusieurs professions ouvertes, il est possible que toutes ces professions appartiennent à la même catégorie sous ISCO/PCS, mais à deux catégories différentes pour l'autre typologie).

Le chef de famille est le parent ayant la garde de l'enfant ou, quand les deux sont présents, celui ayant la plus haute PCS. Quand la profession déclarée par un des deux parents est ambiguë quant au code PCS approprié, celle de l'autre parent est préférée.

## Annexe 2 - Valeurs manquantes dans les réseaux

**Tableau 3 – Nombre d’élèves par niveau scolaire et nombre de questionnaires remplis, par collège et vague**

	Nb d’élèves ayant répondu aux questionnaires / nb total d’élèves dans le niveau				Nb d’élèves ayant répondu à au moins 1 questionnaire sur les 4
	Vague 1 (6e)	Vague 2 (5e)	Vague 3 (5e)	Vague 4 (4e)	
Paris 1	76 / 83 (91.6%)	81 / 82 (98.8%)	78 / 82 (95.1%)	79 / 80 (98.8%)	96 / 96 (100%)
Paris 2	262 / 264 (99.2%)	254 / 259 (98.1%)	255 / 257 (99.2%)	238 / 243 (97.9%)	287 / 288 (99.7%)
Savoie 1	158 / 183 (96.3%)	170 / 192 (88.5%)	173 / 192 (90.1%)	178 / 192 (92.7%)	189 / 203 (93.1%)
Savoie 2	218 / 219 (99.5%)	200 / 208 (96.2%)	200 / 204 (98.0%)	192 / 194 (99.0%)	231 / 233 (99.1%)

A chaque vague, les élèves manquants ont été exclus des traitements.

En outre, pour 12 élèves ayant répondu aux questionnaires (3, 3, 2 et 4 à Paris 1, Paris 2, Savoie 1 et Savoie 2 respectivement), il n’a pas été possible de calculer un score d’origine sociale des parents (refus de répondre ou déclarations trop imprécises). Ils ont donc également été exclus des traitements.

## Annexe 3 – Mesures descriptives sur les réseaux d'amitié

Tableau 4 – Taille, densité, réciprocité, transitivité et centralisation des réseaux, par collège et vagues (nominations comme « très bon ami »)

	Vague 1	Vague 2	Vague 3	Vague 4
Paris 1				
Nb d'élèves dans le réseau	83	82	82	80
Densité	0.090	0.108	0.098	0.092
Réciprocité	0.583	0.641	0.591	0.587
Transitivité	0.419	0.434	0.383	0.439
Centralisation indegree	0.102	0.154	0.144	0.100
Centralisation outdegree	0.435	0.229	0.419	0.280
Paris 2				
Nb d'élèves dans le réseau	264	259	257	242
Densité	0.069	0.065	0.068	0.067
Réciprocité	0.489	0.541	0.513	0.495
Transitivité	0.329	0.322	0.336	0.329
Centralisation indegree	0.134	0.165	0.171	0.117
Centralisation outdegree	0.336	0.449	0.497	0.450
Savoie 1				
Nb d'élèves dans le réseau	169	178	178	179
Densité	0.051	0.056	0.051	0.051
Réciprocité	0.492	0.496	0.526	0.555
Transitivité	0.289	0.301	0.328	0.340
Centralisation indegree	0.137	0.111	0.120	0.102
Centralisation outdegree	0.143	0.241	0.274	0.158
Savoie 2				
Nb d'élèves dans le réseau	219	207	204	193
Densité	0.039	0.044	0.040	0.044
Réciprocité	0.501	0.543	0.580	0.634
Transitivité	0.262	0.258	0.264	0.258
Centralisation indegree	0.076	0.079	0.070	0.056
Centralisation outdegree	0.169	0.147	0.139	0.134

Densité = nb de liens /  $[n*(n-1)]$ , avec n le nombre d'élèves.

Réciprocité = nb de liens  $i \rightarrow j$  pour lesquels  $j \rightarrow i$  existe, divisé par le nb total de liens.

Transitivité = nb de triades telles que  $i \rightarrow k \rightarrow j \Rightarrow i \rightarrow j$ , divisé par le nb total de triades potentiellement intransitives ( $i \rightarrow k \rightarrow j$  existent).

Centralisation = calculée selon la définition de Freeman (1979), pour l'*indegree* et l'*outdegree* séparément. Il s'agit d'un indice compris entre 0 et 1 qui indique le taux de concentration des nominations ou, autrement dit, les inégalités de nomination émises/reçues entre élèves (plus il s'approche de 1, plus la distribution des liens est inégalitaire).

## Annexe 4 – Liste des musiciens et vidéastes

### Extraits du questionnaire (vague 2) - Liste de musiciens présentée aux élèves

	J'aime	Je n'aime pas	Je n'ai pas d'avis	Je ne connais pas
Niska				
Dadju				
Marwa Loud				
Kaaris				
Maitre Gims				
PNL				
JUL				
Ninho				
Vald				
Soprano				
BigFlo et Oli				
Orelsan				
Daft Punk				
The Beatles				
ACDC				
Coldplay				
Imagine Dragons				
Mika				
Jean-Jacques Goldman				
Louane				
Ed Sheeran				
Katy Perry				
Ariana Grande				
Drake				
Eminem				

### Extraits du questionnaire (vague 4) - Liste de musiciens présentée aux élèves

	J'aime	Je n'aime pas	Je n'ai pas d'avis	Je ne connais pas
RK				
PNL				
Niska				
Kaaris				
JUL				
Kalash Criminel				
Damso				
Soprano				
BigFlo et Oli				
Orelsan				
Lomèpal				

Maitre Gims				
Marwa Loud				
Aya Nakamura				
Eva Queen				
Angèle				
Louane				
Jean-Jacques Goldman				
Johnny Hallyday				
ACDC				
Coldplay				
The Beatles				
Imagine Dragons				
Billie Eilish				
Marshmello				
Martin Garrix				
Daft Punk				
Katy Perry				
Ariana Grande				
Cardi B				
Drake				
Eminem				
XXXTentacion				

**Extraits du questionnaire (vague 2) - Liste de vidéastes présentée aux élèves**

	J'aime	Je n'aime pas	Je n'ai pas d'avis	Je ne connais pas
Norman				
Natoo				
Squeezie				
Enjoy Phoenix				
Les Parodie Bro				
Fahd El				
Tibo in Shape				
Ibra TV				
Gamemixtreize				
Le Rire Jaune				
Golden Moustache				
Gotaga				
L'atelier de Roxane				
Troom Troom Fr				
Néo et Swan				
Dr Nozman				
Lollywood				
Ninja				

**Extraits du questionnaire (vague 4) - Liste de vidéastes présentée aux élèves**

	J'aime	Je n'aime pas	Je n'ai pas d'avis	Je ne connais pas
Norman				
Squeezie				
Natoo				
Amixem				
Golden Moustache				
Lollywood				
McFly et Carlito				
Fahd El				
Les Parodie Bros				
Le monde à l'envers				
Tibo InShape				
IbraTV				
Lama Faché				
Dr Nozman				
Le grand JD				
Parole de chat				
Néo et Swan				
5 minutes craft				
L'atelier de Roxane				
Troom Troom Fr				
Lena Situations				
Yanissaxoxo				
Michou				
Laink et Terracid				
GameMixTreize				
Gotaga				

## Annexe 5 – Construction du score de similarité de caractère déclaré

Extraits du questionnaire (vague 2 et 4) – Liste de traits de caractère présentée aux élèves.

### A mon avis, je suis...

	1. Non, Pas du Tout	2. Plutôt Non	3. Ni oui ni non	4. Plutôt Oui	5. Oui, Tout à Fait
Je suis bavard(e)					
Je suis généreux(se), j'aide les autres					
Je m'applique dans mon travail					
Je suis souvent triste ou déprimé(e)					
Je suis curieux(se), j'aime découvrir de nouvelles choses					
Je suis quelqu'un de calme					
Je suis gentil(le), attentionné(e)					
Je suis plutôt désorganisé(e)					
Je m'inquiète beaucoup, je stresse facilement					
J'ai beaucoup d'imagination					
Je suis plutôt timide					
Je fais facilement confiance aux gens					
Je suis plutôt paresseux(se)					
Quand je suis en colère, j'ai du mal à me contrôler					
Je suis inventif(ve)					
Je suis sociable, je parle facilement à de nouvelles personnes					
Il m'arrive d'insulter des gens					
Je persévère dans ce que je fais, je vais au bout de mes projets					
Je suis indépendant(e), individuel(le)					



	1. Non, Pas du Tout	2. Plutôt Non	3. Ni oui ni non	4. Plutôt Oui	5. Oui, Tout à Fait
J'ai souvent des sautes d'humeur (= passer rapidement d'une humeur à une autre)					
J'ai confiance en moi, je suis sûr(e) de moi					
Je suis sensible, émotif(ve)					
J'aime avoir une routine, des habitudes quotidiennes					
Je me dispute souvent avec les autres					
Je suis habile, adroit de mes mains					
Je sais m'affirmer, je peux m'imposer si besoin					
Je suis quelqu'un de drôle, de rigolo(te)					
J'aime réfléchir, jouer avec les idées					

Cette liste est librement adaptée du test de personnalité dit « Big 5 » (ou modèle OCEAN), utilisé par une partie de la littérature en psychologie<sup>15</sup>. Le test complet comprend un nombre plus important d'items, lesquels sont organisés en 5 axes de personnalité. Ici, j'ai gardé un nombre restreint d'items (28) parmi ceux qui me semblaient les plus facilement compréhensibles par des élèves de collège. L'idée n'est pas de reproduire de façon rigoureuse la structure du test Big 5 (dont une partie des postulats est d'ailleurs assez discutable) ni de m'inscrire dans la littérature psychologique sur le sujet, mais simplement de disposer d'une liste d'auto-définitions de soi qui puisse faire sens pour les élèves, et qui puisse donner lieu à la construction inductive d'un score de similarité de personnalité déclarée entre les élèves.

Chaque item est traité comme une variable continue allant de 1 à 5, et une Analyse en Composantes Principales (ACP) est réalisée pour chacun des 4 collèges séparément. Les réponses des vagues 2 et 4 sont incluses dans la même ACP : chaque élève est traité comme deux individus différents, un par vague, de sorte que ses réponses aux vagues 2 et 4 correspondent à deux points différents dans l'espace factoriel.

Pour chaque espace, les distances entre élèves d'une même vague sont calculées à partir des 4 premiers axes factoriels. Le nombre d'axe retenu a été choisi selon un principe d'« escalier », c'est-à-dire en cherchant une discontinuité dans la distribution des valeurs de la part de variance expliquée par chaque axe ; et de façon à avoir le même nombre d'axes pour les

<sup>15</sup> **Goldberg, L.R. (1990)**, « An alternative “description of personality”: The Big-Five factor structure », *Journal of Personality and Social Psychology*, vol. 59, n°6, pp. 1216-1229. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.59.6.1216>

quatre collèges. La figure 1 représente la distribution de la variance des axes pour les ACP des quatre établissements.

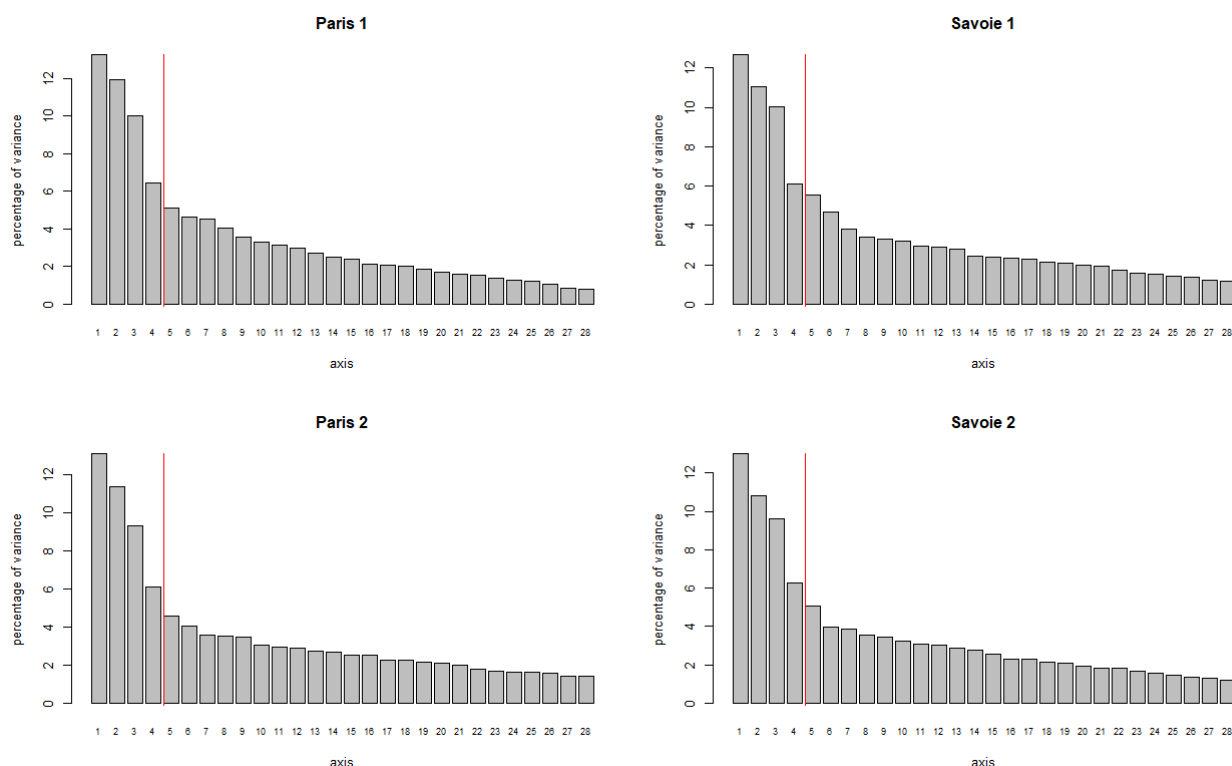
La distance entre élèves est définie comme la distance euclidienne dans l'espace formé par les 4 axes, pondérée par la part relative de variance de chaque axe. Soit :

$$d(i,j) = \sqrt{\sum_{n=1}^{n=4} P_{\text{variance},n} \cdot (X_{n,i} - X_{n,j})^2}$$

Avec  $i$  et  $j$  deux individus et  $X_{n,i}$  la coordonnée de  $i$  sur l'axe  $n$ . De plus,  $P_{\text{variance},n}$  est définie comme la part de variance totale de l'espace factoriel expliquée par l'axe  $n$ , divisée par la somme des variances expliquées par les 4 axes.

Le tableau 5 décrit la distribution de cette mesure de distance.

**Figure 1 – ACP des traits de caractère déclarés : part de variance expliquée par chaque axe**



Note : les axes à gauche de la ligne rouge sont ceux retenus pour le calcul des distances entre individus.

**Tableau 5 – Mesures descriptives sur la distribution des distances dans l'espace des traits de caractère**

	Paris 1	Paris 2	Savoie 1	Savoie 2
moyenne – vague 2	1.29	1.29	1.33	1.31
moyenne – vague 4	1.30	1.35	1.32	1.32
écart-type – vague 2	0.54	0.49	0.49	0.51
écart-type – vague 4	0.56	0.51	0.47	0.48
corrélation entre vagues (pour les dyades présentes aux deux)	0.47	0.45	0.42	0.52

Note : la mesure est située au niveau de la dyade, ce qui signifie qu'elle prend une valeur pour chaque paire d'élèves (i,j).

## Annexe 6 – Mesures descriptives de la variation sociale des motifs amicaux

Le tableau 6 donne la proportion de triplets transitifs dans les réseaux en fonction de la PCS du chef de famille de l'élève émetteur de la nomination potentiellement transitive (soit, étant donné une configuration de liens  $i \rightarrow k \rightarrow j$ , la PCS de  $i$  ; la présence du lien  $i \rightarrow j$  déterminant le caractère transitif ou intransitif du triplet). Les élèves sont divisés en trois groupes : classes supérieures (PCS 23 et 3), moyennes (PCS 1, 2 hors 23 et 4) et populaires (PCS 5, 6 et 8). Les valeurs présentées sont une moyenne sur les quatre vagues de questionnaires (aucune tendance temporelle claire ne se dégage sur la période, si bien que ces moyennes correspondent bien à ce qu'on observerait pour chaque vague prise séparément).

Comme on peut le voir, les valeurs sont très proches entre ces trois groupes, avec des différences de seulement quelques points de pourcentage. En outre, dans deux collèges (Paris 1 et Savoie 2), la transitivité est légèrement plus importante pour les élèves issus des classes supérieures, soit l'inverse de l'hypothèse H1. Dans l'ensemble, on ne peut donc pas conclure à une plus forte transitivité des amitiés des élèves issus des classes populaires.

**Tableau 6 – Transitivité selon la PCS du chef de famille (élève émetteur de la nomination)**

	Paris 1	Paris 2	Savoie 1	Savoie 2
Classes Supérieures (PCS 23 et 3)	0.45	0.29	0.29	0.27
Classes Moyennes (PCS 1, 2 hors 23 et 4)	0.43	0.34	0.32	0.26
Classes Populaires (PCS 5,6 et 8)	0.40	0.34	0.32	0.25
Ensemble	0.41	0.33	0.32	0.26

Le tableau 7 donne le temps de marche à pied moyen (en heures) entre les adresses des deux élèves pour chaque nomination d'amitié, en fonction de l'origine sociale de l'élève émetteur de la nomination. En outre, afin de savoir si ces valeurs sont moins importantes que ce qu'on s'attendrait à observer par hasard (ce qui est la définition de l'homophilie), une valeur de référence est également présentée, qui correspond à la valeur attendue sous l'hypothèse d'une indépendance complète entre distance résidentielle et formation d'amitiés. Enfin, une *p-value* indique la significativité statistique de l'écart entre valeur observée et valeur de référence (elle peut s'interpréter comme la probabilité de rejeter à tort l'hypothèse nulle d'égalité des deux valeurs). Là encore, les résultats sont calculés pour les quatre vagues de données conjointement (les résultats diffèrent peu entre les vagues).

Le test utilisé pour calculer la valeur de référence et la *p-value* est un test de permutation. Un algorithme permute aléatoirement les noms de lignes et colonnes de la matrice de nominations, afin d'obtenir un grand nombre de réseaux fictifs (500 en l'occurrence). Se faisant, la structure du réseau est préservée, puisqu'il s'agit de la même matrice, mais le lien entre ce réseau et la variable de distance résidentielle est brisé, cette dernière n'ayant pas été

permutée. La valeur de référence est alors la moyenne de la valeur d'intérêt – i.e. le temps de marche à pied moyen entre les adresses des deux élèves pour chaque nomination d'amitié – dans les matrices permutées. Une *p-value* empirique est calculée comme étant la proportion de matrices permutées pour lesquelles cette valeur est inférieure ou égale à la valeur observée dans le réseau d'origine.

Une subtilité d'interprétation pour ces tests de permutation est que, comme la valeur de référence (i.e. la distance résidentielle entre amis dans les matrices permutées) n'est pas la même entre groupes sociaux, il est normal que les valeurs observées diffèrent aussi. Il est donc préférable de comparer l'écart relatif entre valeur observée et attendue, exprimée en points de pourcentage de la valeur attendue (soit (obs. - perm.) / perm., indiquée dans la 3<sup>e</sup> colonne du tableau 7 sous le nom « % change »).

Il semble effectivement y avoir plus d'homophilie résidentielle parmi les classes populaires à Savoie 1 et Paris 2, mais pas à Savoie 2. Quant à Paris 1, seules les amitiés émises par des élèves issus des classes moyennes et supérieures présentent clairement de l'homophilie résidentielle, ce qui est l'inverse de l'hypothèse H2 (plus forte homophilie résidentielle chez les classes populaires). Il est ainsi difficile de dégager un schéma général de ces résultats, et les variations observées entre établissements pourraient dépendre largement du hasard ou d'idiosyncrasies locales. On ne peut donc pas affirmer avec certitude que l'homophilie résidentielle est plus prononcée parmi les élèves issus des classes populaires.

**Tableau 7 – Distance résidentielle moyenne entre amis selon la PCS du chef de famille (élève émetteur de la nomination)**

	Paris 1				Paris 2				Savoie 1				Savoie 2			
	perm.	obs.	% change	p. val.	perm.	obs.	% change	p. val.	perm.	obs.	% change	p. val.	perm.	obs.	% change	p. val.
Classes Supérieures (PCS 23 et 3)	0,53	0,46	-0,13	0,00	0,72	0,72	0,00	0,61	1,58	1,45	-0,08	0,02	1,72	1,48	-0,14	0,00
Classes Moyennes (PCS 1, 2 hors 23 et 4)	0,42	0,31	-0,26	0,00	0,78	0,73	-0,06	0,06	1,56	1,38	-0,12	0,00	1,82	1,68	-0,08	0,00
Classes Populaires (PCS 5,6 et 8)	0,40	0,42	0,05	0,76	0,68	0,66	-0,03	0,18	1,68	1,38	-0,18	0,00	1,66	1,50	-0,10	0,01
Ensemble	0,44	0,40	-0,09	0,02	0,72	0,70	-0,03	0,11	1,61	1,39	-0,17	0,00	1,72	1,55	-0,10	0,00

Les tableaux 8 à 10 reprennent le principe du tableau 7, mais cette fois pour les mesures de similarité portant sur les goûts musicaux, vidéos et la personnalité déclarée. La proximité de goûts musicaux et vidéos étant mesurée par la racine carrée du nombre d'opinions communes déclarées dans les questionnaires, l'homophilie est indiquée par des valeurs plus élevées que la référence ; pour la personnalité déclarée, au contraire, il s'agit d'une mesure de distance, de sorte que l'homophilie est indiquée par des valeurs inférieures à la référence.

Dans tous les cas, on observe une homophilie statistiquement significative au niveau de l'ensemble des élèves, et ce dans les quatre établissements. En outre, cette homophilie semble globalement plus prononcée parmi les catégories supérieures, même si la comparaison n'est

pas aisée à effectuer (d'autant plus que la significativité statistique des écarts entre groupes sociaux n'est pas évaluée par ces tests).

Pour les goûts musicaux et vidéos, l'écart entre valeur observée et référence permutée est globalement plus grand chez les classes supérieures que populaires (hors goûts musicaux à Savoie 2), quoique généralement de quelques points de pourcentage seulement. On observe tout de même des différences particulièrement marquées pour les goûts vidéos à Paris 2 et Savoie 1. Cependant, ces écarts tiennent en fait surtout à des valeurs de référence plus faibles chez les classes supérieures (ce qui indique en fait que ces élèves ont plus souvent déclaré ne pas connaître ou ne pas avoir d'avis sur les vidéastes présentés dans les listes). La similarité observée apparaît donc plus « inattendue », si l'on peut dire, chez ces élèves ; mais pour autant, au plan descriptif, le nombre d'opinions partagées entre élèves reste souvent plus important chez les classes populaires (par exemple Paris 2 et Savoie 1 pour la musique). Cela dépend cela dit des établissements, les classes supérieures étant (un petit peu) plus similaires à leurs amis y compris au plan descriptif dans quelques cas (Paris 1 et Savoie 2 pour la musique).

Les résultats sont plus simples à interpréter dans le cas de la personnalité déclarée : les élèves d'origine supérieure sont (un peu) plus semblables à leurs amis que ceux d'origine moyenne et populaire, aussi bien en termes absolus que relativement aux réseaux permutés (à l'exception de Savoie 2, où ce sont les classes moyennes qui sont les plus homophiles). En outre, dans deux établissements (Paris 1 et Savoie 1), l'homophilie des classes moyennes et populaires n'est pas statistiquement significative au seuil de 95 % (p-value supérieure à 0,05).

Globalement, on peut donc dire de ces résultats qu'ils sont cohérents avec l'hypothèse H3, à savoir l'idée d'une homophilie de goûts et de personnalité déclarée plus forte chez les catégories supérieures. Le motif d'ensemble apparaît même un peu plus clairement que dans les TERGMs de l'article, puisqu'il concerne ici pratiquement tous les collèges, et les goûts vidéos comme musicaux. Cela dit, comme indiqué dans le corps de l'article, ces mesures ne prennent pas en compte différents biais susceptibles d'expliquer les écarts observés (par exemple le rôle de l'homophilie de genre, qui rend compte d'une bonne partie de la similarité de goûts entre amis). L'approche par les TERGMs reste donc à privilégier, ce d'autant plus qu'elle donne des résultats plus conservatifs (i.e. moins favorables à notre hypothèse).

**Tableau 8 – Moyenne de la racine carrée du nombre d'opinions musicales en commun entre amis selon la PCS du chef de famille (élève émetteur de la nomination)**

	Paris 1				Paris 2				Savoie 1				Savoie 2			
	perm.	obs.	% change	p. val.	perm.	obs.	% change	p. val.	perm.	obs.	% change	p. val.	perm.	obs.	% change	p. val.
Classes Supérieures (PCS 23 et 3)	1,96	2,54	0,30	0,00	2,01	2,59	0,29	0,00	1,87	2,36	0,26	0,00	2,04	2,43	0,19	0,00
Classes Moyennes (PCS 1, 2 hors 23 et 4)	1,86	2,52	0,35	0,00	2,10	2,73	0,30	0,00	1,94	2,40	0,24	0,00	2,02	2,36	0,17	0,00
Classes Populaires (PCS 5,6 et 8)	2,01	2,51	0,25	0,00	2,12	2,65	0,25	0,00	2,05	2,54	0,24	0,00	1,97	2,37	0,20	0,00
Ensemble	1,95	2,52	0,29	0,00	2,08	2,66	0,28	0,00	1,97	2,45	0,24	0,00	2,01	2,38	0,18	0,00

**Tableau 9 – Moyenne de la racine carrée du nombre d'opinions vidéos en commun entre amis selon la PCS du chef de famille (élève émetteur de la nomination)**

	Paris 1				Paris 2				Savoie 1				Savoie 2			
	perm.	obs.	% change	p. val.	perm.	obs.	% change	p. val.	perm.	obs.	% change	p. val.	perm.	obs.	% change	p. val.
Classes Supérieures (PCS 23 et 3)	1,42	1,85	0,30	0,00	1,92	2,40	0,25	0,00	1,14	1,92	0,68	0,00	1,73	2,24	0,29	0,00
Classes Moyennes (PCS 1, 2 hors 23 et 4)	1,69	2,31	0,37	0,00	1,88	2,36	0,26	0,00	1,40	2,14	0,53	0,00	1,71	2,11	0,23	0,00
Classes Populaires (PCS 5,6 et 8)	1,68	2,14	0,27	0,00	2,02	2,36	0,17	0,00	1,52	2,19	0,44	0,00	1,73	2,12	0,23	0,00
Ensemble	1,61	2,12	0,32	0,00	1,95	2,37	0,22	0,00	1,39	2,12	0,53	0,00	1,73	2,16	0,25	0,00

**Tableau 10 – Distance de personnalité moyenne entre amis selon la PCS du chef de famille (élève émetteur de la nomination)**

	Paris 1				Paris 2				Savoie 1				Savoie 2			
	perm.	obs.	% change	p. val.	perm.	obs.	% change	p. val.	perm.	obs.	% change	p. val.	perm.	obs.	% change	p. val.
Classes Supérieures (PCS 23 et 3)	1,26	1,18	-0,06	0,00	1,32	1,23	-0,07	0,00	1,28	1,22	-0,05	0,00	1,33	1,27	-0,05	0,00
Classes Moyennes (PCS 1, 2 hors 23 et 4)	1,34	1,29	-0,04	0,10	1,32	1,23	-0,07	0,00	1,35	1,29	-0,04	0,00	1,31	1,24	-0,05	0,00
Classes Populaires (PCS 5,6 et 8)	1,35	1,30	-0,04	0,05	1,32	1,30	-0,02	0,02	1,35	1,33	-0,01	0,14	1,34	1,28	-0,04	0,00
Ensemble	1,33	1,27	-0,05	0,01	1,32	1,27	-0,04	0,00	1,33	1,29	-0,03	0,00	1,32	1,26	-0,05	0,00

## Annexe 7 – Modèles TERGM : sorties complètes et goodness-of-fit (nominations comme « très bon ami »)

### Commentaire sur les modèles

Les effets statistiques inclus dans la spécification  $m_0$  sont présentés dans l'encadré 1. Certaines différences existent entre le modèle utilisé pour chaque établissement : j'ai en effet cherché le modèle le plus parcimonieux possible qui parvienne néanmoins à rendre compte de la structure de chaque réseau de façon satisfaisante (en me basant sur les *goodness-of-fit* présentés ci-dessous).

Dans ce but, il s'est avéré nécessaire d'ajouter, pour Paris 2 et Savoie 1, certains effets. A Paris 2, deux effets supplémentaires contrôlent la distribution des degrés dans le réseau : *gwidegree* et *gwodegree*. Ce sont deux effets endogènes de réseau qui modélisent la probabilité d'une amitié en fonction du nombre de liens reçus ou émis, respectivement, par l'individu qui le reçoit ou l'émet. Ils testent ainsi la tendance à la concentration des nominations (reçues ou émises) autour de certains élèves. Comme pour la transitivité, il s'agit de paramètres dits *geometrically weighted*, qui attribuent un poids marginal décroissant à chaque nouveau lien supplémentaire. Le *decay* est fixé à 1.25 pour *gwodegree* et à 2 pour *gwidegree*. De plus, le terme modélisant l'évolution dans le temps de la densité des réseaux (*timecov*) prend deux paramètres à Paris 2, au lieu d'un seul pour les autres collèges, car la tendance temporelle était mal représentée par un unique effet linéaire du temps (le second paramètre s'applique uniquement à la deuxième période modélisée, i.e. à la vague 3). Quant à Savoie 1, un seul effet a été ajouté, nommé *gwdsp*, pour *geometrically weighted dyadwise shared partner distribution*. Il s'agit d'un effet souvent modélisé conjointement avec l'effet de transitivité *gwesp*, et qui rend compte de la prévalence dans le réseau de structures dites *two-paths*, c'est-à-dire d'un triangle ouvert (là où *gwesp* capture les triangles fermés). Il s'agit également d'un effet avec un paramètre de *decay*, ici fixé à 0.69. En outre, pour la transitivité sous sa forme *gwesp*, le paramètre *decay* est fixé à 0.69 dans tous les établissements, sauf Paris 2 où il est de 1.5 (en raison de la plus forte propension à la concentration des triangles dans ce réseau).

La plupart des modèles sont estimés au moyen de techniques dites MCMC-MLE (*Markov Chains Monte Carlo* et *Maximum Likelihood Estimation*), suivant l'algorithme standard pour ERGM (implémenté par la fonction « *mtergm* » du paquet R *btergm* de Leifeld, Cranmer et Desmarais, 2018). Une exception cependant : les modèles de la classe  $m_1$  sont estimés par la méthode dite BTERGM (*Bootstrapped Temporal ERGM*), également proposé par Leifeld, Cranmer et Desmarais (2018 ; la fonction correspondante sous R est « *btergm* », dans le paquet du même nom). En effet, il n'existe à ma connaissance pas de terme pré-codé permettant de modéliser l'interaction entre la transitivité et un attribut dyadique continu (dans le cas présent, l'origine sociale de l'émetteur d'une nomination) sous ERGM/TERGM. Or, le processus de codage d'un nouveau terme est plus facile sous BTERGM<sup>16</sup>. J'ai donc moi-

<sup>16</sup> BTERGM ne repose pas sur une méthode de simulation comme le font les méthodes MCMC. Pour cette raison, il est possible de coder un terme en passant simplement à la fonction la *change statistic* associée à chaque dyade dans le réseau observé. Pour ERGM/TERGM, au contraire, il est nécessaire de coder la



même codé le terme d'interaction entre *gwesp* et *nodeicov* sous BTERGM<sup>17</sup>. Cet algorithme étant cela dit conçu pour des séries temporelles plus longues que les miennes, il n'est pas idéal pour mes données et pose des problèmes de convergence. Le terme modélisant la variation de la densité des réseaux au fil du temps (*timecov*) n'est donc pas inclus dans la spécification m1, pour permettre la convergence du modèle. J'ai pris soin de vérifier que cela ne biaisait pas le résultat d'intérêt, en comparant la valeur estimée des paramètres communs aux spécifications *btergm* et *mtergm*, lesquelles sont très proches.

fonction qui, pour chaque réseau simulé, recalculera les *change statistics*.

<sup>17</sup> Simplement en extrayant les *change statistics* des deux termes dans les réseaux observés et en les multipliant l'un par l'autre, ce qui donne bien les *change statistics* du terme d'interaction.

### Encadré 1 – spécification TERGM de base (m0)

Dans un modèle ERGM, chaque coefficient estimé donne le changement du *log-odd* d'occurrence d'un lien  $i \rightarrow j$  en fonction d'une propriété associée à la dyade dirigée  $(i,j)$ . Pour les attributs individuels, trois attributs dyadiques peuvent être dérivés : l'homophilie (avoir la même valeur de l'attribut ou, pour les variables continues, la différence des deux), l'émission (attribut de l'émetteur) et la réception (attribut du récepteur). Les trois sont ajoutés pour le genre et l'origine sociale, mais uniquement l'homophilie pour la classe scolaire, par souci de parcimonie. Par convention,  $i$  est à gauche et  $j$  à droite dans tous les schémas. Le lien dont la probabilité est modélisée par l'effet considéré est en pointillé.

Tableau 11 – effets communs à tous les modèles

Nom	Schéma	Effet dans TERGM	Log-odd d'un lien $i \rightarrow j$ étant donné...
Densité		edges	N'importe quel lien (équivalent de l' <i>intercept</i> dans une régression)
Densité * temps	x	timecov	Effet linéaire de changement du terme de densité à chaque vague
Réciprocité		mutual	$j \rightarrow i$
Transitivité		dgwesp 'OTP' ( <i>outgoing shared partner</i> )	$i \rightarrow k \rightarrow j$ . Taille d'effet marginal décroissante pour plusieurs $k$ (version dite <i>geometrically weighted</i> , avec $decay = \log(2)$ ) <sup>18</sup>
Inertie		memory - autoregression	$i \rightarrow j$ existe au temps $t-1$
Réciprocité délayée		delrecip	$j \rightarrow i$ existe au temps $t-1$
Genre – homophilie		nodematch	$i$ et $j$ ont le même genre
Genre – émission		nodeofactor	$i$ est une fille (indépendamment du genre de $j$ )
Genre – réception		nodeifactor	$j$ est une fille (indépendamment du genre de $i$ )
Origine sociale – homophilie		absdiff	Différence absolue entre le score d'origine sociale de $i$ et de $j$ (changement du <i>log-odd</i> pour 1 point de différence)
Origine sociale – émission		nodecov	Origine sociale de $i$ (indépendamment de celle de $j$ – changement du <i>log-odd</i> pour 1 point du score)
Origine sociale – réception		nodeicov	Origine sociale de $j$ (indépendamment de celle de $i$ – changement du <i>log-odd</i> pour 1 point du score)
Classe d'école – homophilie		nodematch	$i$ et $j$ sont dans la même classe

<sup>18</sup> Sauf l'établissement Paris 2, où  $decay = 1.5$ .

## **Goodness-of-fit pour la spécification m0**

Le principe des *goodness-of-fit* est de simuler aléatoirement des réseaux ( $n=1000$ ) à partir des probabilités définies par le modèle estimé, puis de comparer certaines propriétés structurales de ces réseaux simulés à celles observées dans le réseau observé empiriquement. Si les réseaux fictifs reproduisent convenablement les propriétés du réseau observé, alors on considère que le modèle s'ajuste correctement aux données.

6 statistiques sont testées : la distribution des *edgewise shared partners*, c'est-à-dire le nombre d'amis en communs partagé par chaque dyade réalisée (i.e. pour laquelle le lien  $i \rightarrow j$  existe) ; celle des *dyadwise shared partners*, soit le nombre de 2-pas (*two-paths*) reliant  $i$  et  $j$  (cf. Lazega, 2014, p.89) ; la distribution des *indegrees* (nombre de nominations reçues par chaque individu) ; celle des *outdegrees* (nombre de nominations émises) ; la distribution des distances géodésiques (nombre de « pas » qui séparent les individus dans le réseau) ; et le *triad census* (nombre de triangles correspondant aux 16 types possibles).

Les plots de *goodness-of-fit* sont présentés dans les figures 2 à 5. La ligne noire pleine donne la distribution de la statistique dans le réseau observé, et les boîtes à moustache en pointillés en donnent la distribution dans les 1000 réseaux simulés.

En outre, la valeur de tous les coefficients estimés des modèles sont présentés dans les tableaux 11 à 15.

**Figure 2 : Goodness-of-fit pour la spécification m0 – Paris 1**

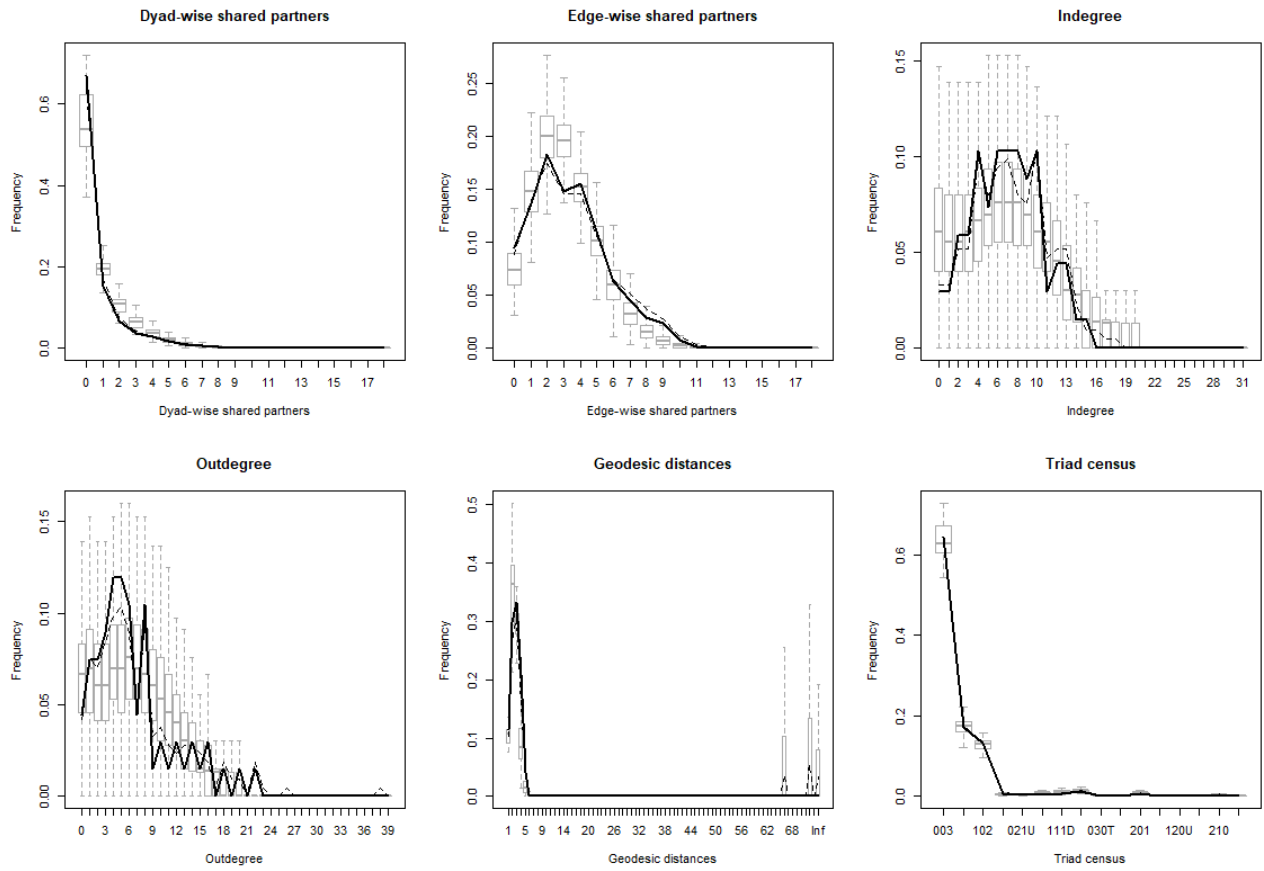


Figure 3 : *Goodness-of-fit* pour la spécification m0 – Paris 2

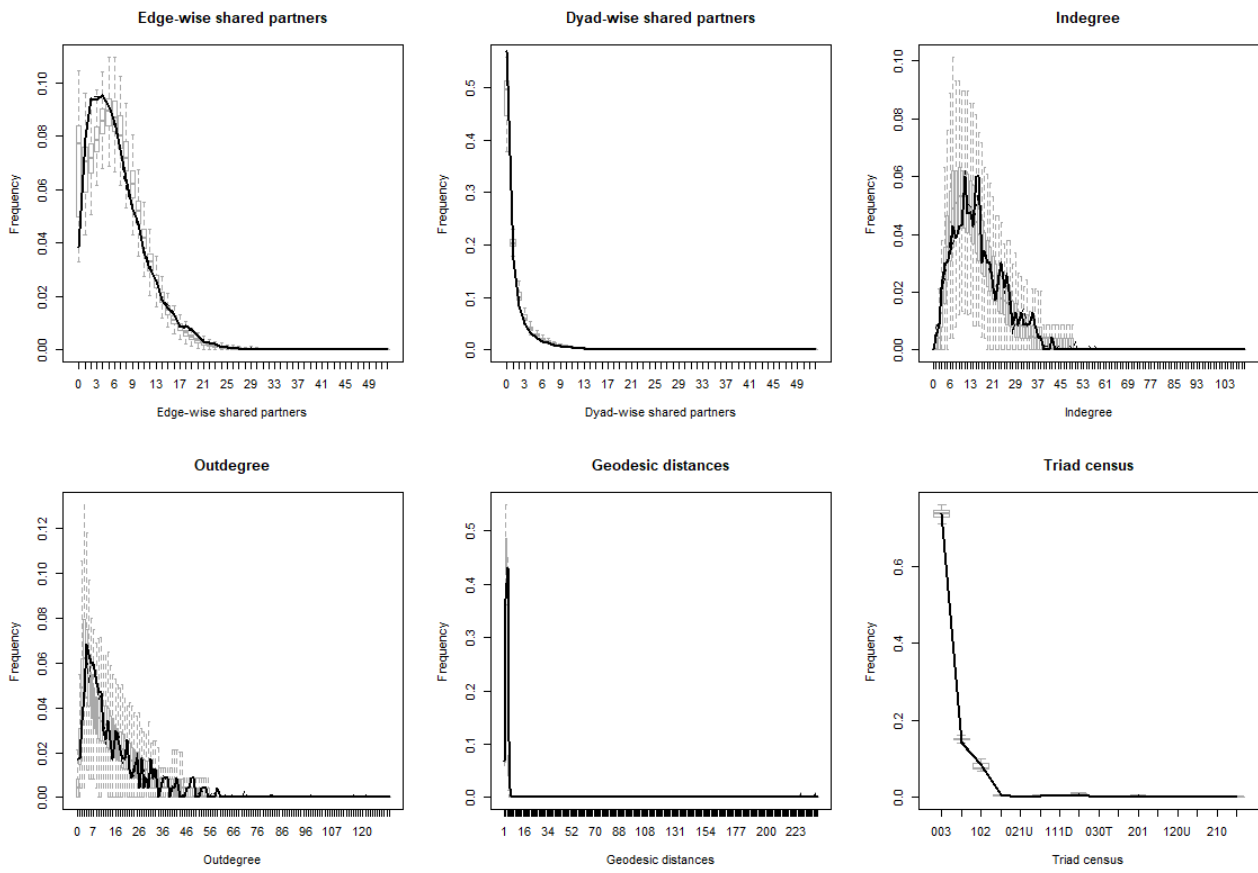


Figure 4 : Goodness-of-fit pour la spécification m0 – Savoie 1

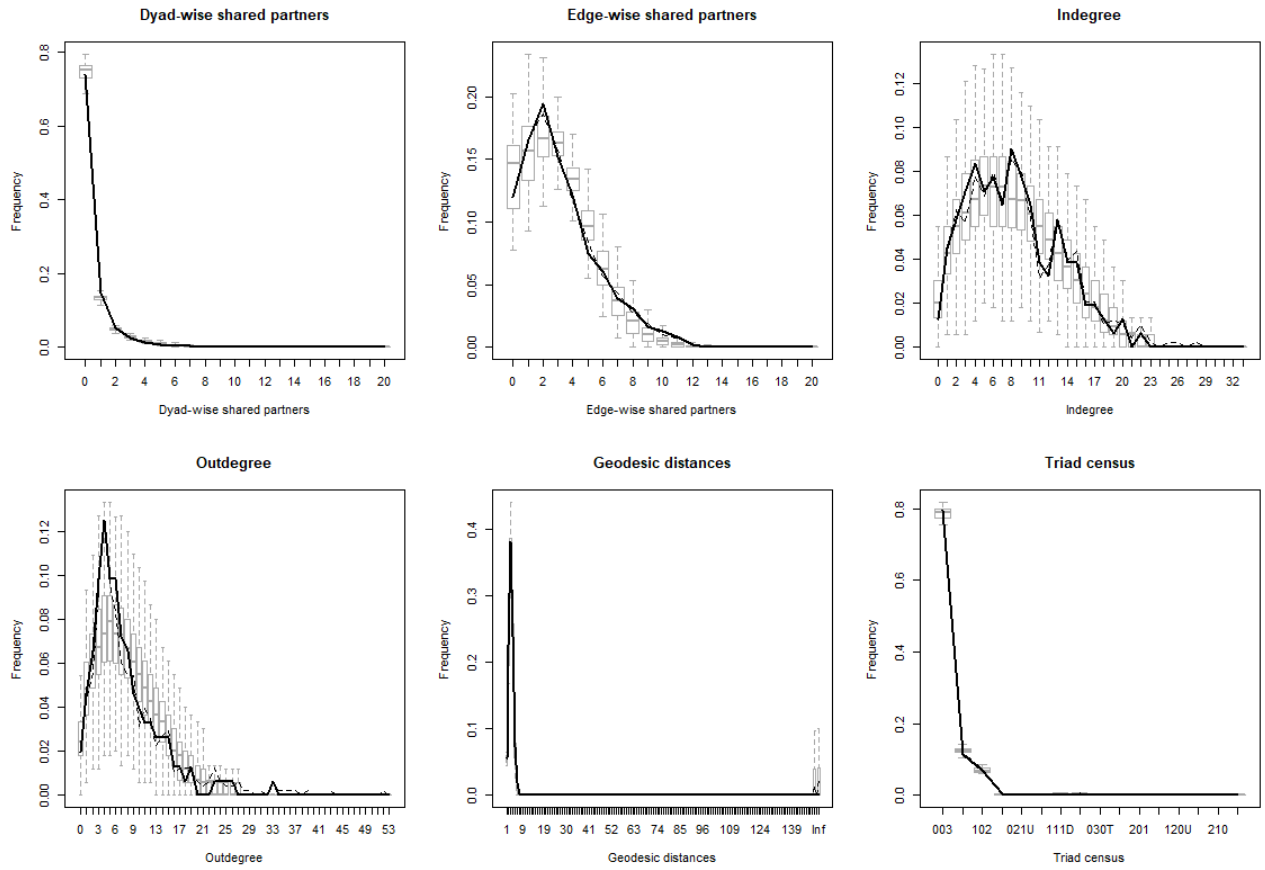
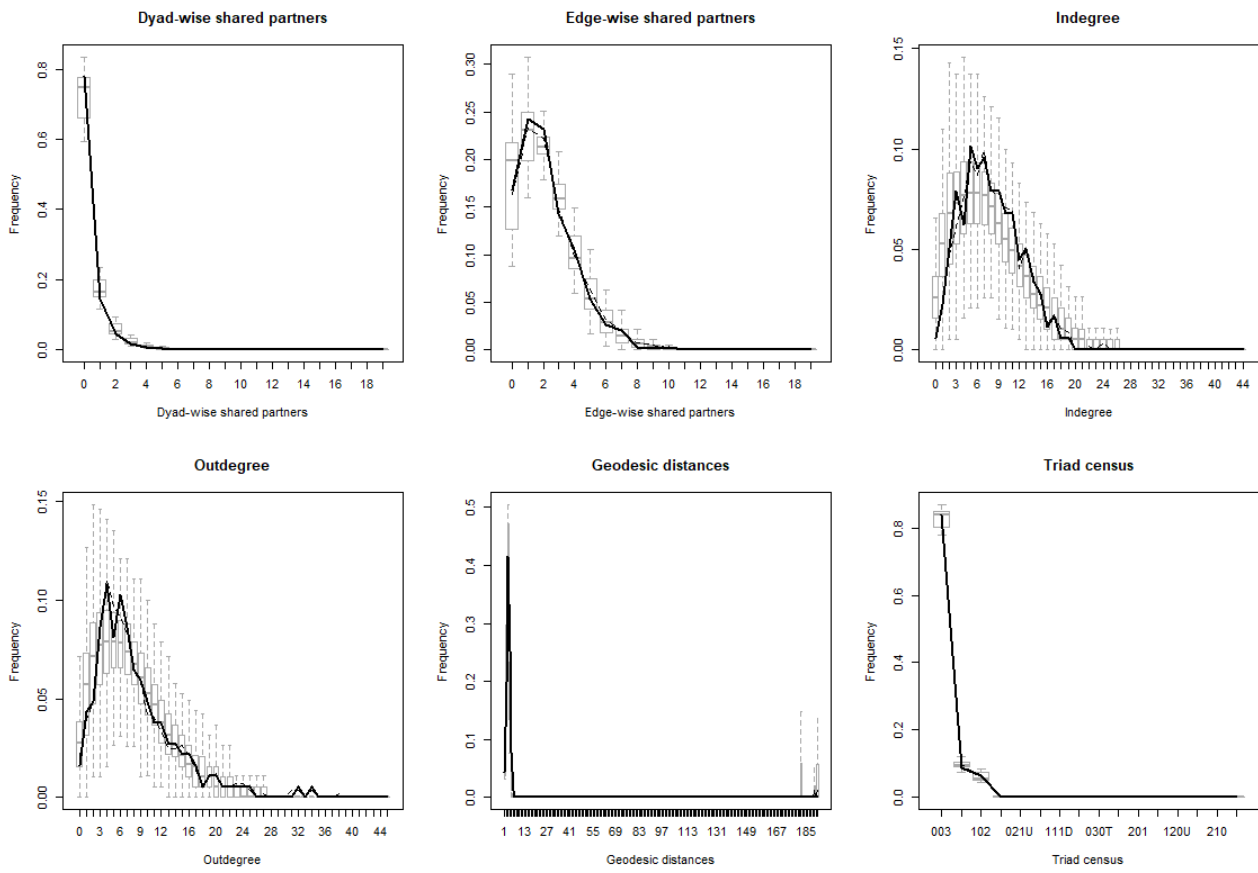


Figure 5 : *Goodness-of-fit* pour la spécification m0 – Savoie 2



**Tableau 12 – TERGM : Spécification m0**

	Paris 1			Paris 2			Savoie 1			Savoie 2		
edges	-4.783	***	(0.112)	-6.422	***	(0.075)	-4.034	***	(0.091)	-5.402	***	(0.053)
mutual	1.626	***	(0.13)	1.281	***	(0.05)	1.571	***	(0.081)	2.22	***	(0.077)
delrecip	0.134		(0.109)	0.186	***	(0.04)	0.252	***	(0.066)	0.062		(0.068)
memory - autoregression	2.141	***	(0.09)	2.123	***	(0.032)	2.222	***	(0.048)	2.608	***	(0.056)
timecov	-0.132	***	(0.023)	0.113	***	(0.017)	-0.001		(0.017)	-0.026	**	(0.011)
timecov2	-	-	-	0.097	***	(0.016)	-	-	-	-	-	-
gwesp.OTP.fixed.0.69	0.916	***	(0.04)	0.592	***	(0.009)	0.921	***	(0.022)	0.775	***	(0.019)
gwdsp.OTP.fixed.0.69	-	-	-	-	-	-	-0.096	***	(0.004)	-	-	-
gwodegree.fixed.1.25	-	-	-	0.956	***	(0.121)	-	-	-	-	-	-
gwidegree.fixed.2	-	-	-	2.133	***	(0.097)	-	-	-	-	-	-
absdiff.isei	-0.134	***	(0.029)	-0.044	***	(0.013)	-0.011		0.024)	0.002		(0.019)
nodeicov.isei	0.006		(0.029)	0.104	***	(0.013)	0.017		(0.02)	0.028		(0.018)
nodeocov.isei	0.037		(0.029)	-0.102	***	(0.011)	-0.105	***	(0.02)	-0.093	***	(0.018)
nodematch.sex	0.477	***	(0.053)	0.324	***	(0.018)	0.145	***	(0.027)	0.452	***	(0.03)
nodeifactor.sex.M	-0.276	***	(0.072)	-0.171	***	(0.027)	-0.057		(0.036)	-0.031		(0.04)
nodeofactor.sex.M	0.387	***	(0.072)	0.135	***	(0.024)	-0.04		(0.035)	0.007		(0.04)
nodematch.classroom	0.634	***	(0.053)	0.898	***	(0.021)	0.693	***	(0.029)	1.088	***	(0.031)

\*\*\* : p<0.01 ; \*\* : p<0.05 ; \* : p<0.1

Note : Les noms d'effets indiqués sont ceux utilisés par le paquet btergm du logiciel R.

Pour Paris 2, le decay du terme gwesp est fixé à 1.5, pas 0.69.



**Tableau 13 – BTERGM : Spécification m1**

	Paris 1			Paris 2			Savoie 1			Savoie 2		
	coef.	2.5%	95%	coef.	2.5%	95%	coef.	2.5%	95%	coef.	2.5%	95%
edges	-5.127	-5.753	-4.815	-5.527	-5.555	-5.524	-4.053	-4.165	-3.976	-5.658	-5.771	-5.649
mutual	1.717	1.308	2.014	1.315	1.107	1.418	1.952	1.477	2.255	2.146	1.965	2.412
edgecov.delrecip[[i]]	0.211	0.209	0.28	0.194	0.096	0.407	0.469	0.305	0.713	0.236	-0.029	0.505
edgecov.memory[[i]]	2.022	1.872	2.284	2.071	1.96	2.3	2.036	1.784	2.32	2.507	2.413	2.711
timecov (non-inclus)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
absdiff.isei2	-0.124	-0.19	-0.058	-0.042	-0.058	-0.034	0.017	-0.048	0.049	0.021	-0.008	0.055
nodeicov.isei2	-0.015	-0.122	0.047	0.119	0.074	0.173	0.033	0.026	0.047	0.009	-0.079	0.06
nodeocov.isei2	0.086	-0.01	0.166	-0.056	-0.125	-0.021	-0.107	-0.134	-0.083	-0.065	-0.127	-0.007
nodematch.sex	0.399	0.238	0.537	0.407	0.356	0.444	0.203	0.111	0.35	0.47	0.345	0.603
nodeifactor.sex.M	-0.247	-0.391	-0.182	-0.216	-0.273	-0.153	-0.007	-0.025	0.025	-0.018	-0.106	0.078
nodeofactor.sex.M	0.476	0.399	0.603	0.227	0.149	0.33	0.042	-0.071	0.146	0.004	-0.071	0.087
nodematch.classroom	0.646	0.448	0.809	1.003	0.741	1.249	0.784	0.568	0.989	1.159	0.991	1.323
edgecov.stat_dgwesp_rvl[[i]]	0.917	0.779	1.184	0.539	0.528	0.554	0.934	0.851	0.994	0.837	0.82	0.851
gwodeg.fixed.1.25	-	-	-	-1.481	-1.573	-1.399	-	-	-	-	-	-
gwideg.fixed.2	-	-	-	0.408	0.317	0.534	-	-	-	-	-	-
gwdsp.OTP.fixed.0.69	-	-	-	-	-	-	-0.128	-0.133	-0.12	-	-	-
edgecov.inter_sender_rvl[[i]]	-0.029	-0.069	0.061	-0.015	-0.033	0.009	-0.014	-0.054	0.035	-0.028	-0.079	0.037

\*\*\* : p<0.01 ; \*\* : p<0.05 ; \* : p<0.1

Note : par construction, btergm ne donne pas de p-value, mais directement un intervalle de confiance à 95 % (indiqué entre parenthèses).

Les noms d'effets indiqués sont ceux utilisés par le paquet btergm du logiciel R.

Pour Paris 2, le decay du terme gwesp est fixé à 1.5 .

**Tableau 14 – TERGM : Spécification m2**

	Paris 1			Paris 2			Savoie 1			Savoie 2		
edges	-4.683	***	(0.117)	-6.342	***	(0.079)	-3.948	***	(0.094)	-5.3	***	(0.06)
mutual	1.618	***	(0.13)	1.279	***	(0.05)	1.563	***	(0.08)	2.213	***	(0.076)
delrecip	0.136		(0.109)	0.181	***	(0.04)	0.244	***	(0.066)	0.062		(0.068)
memory - autoregression	2.125	***	(0.09)	2.123	***	(0.031)	2.213	***	(0.049)	2.601	***	(0.055)
timecov	-0.127	***	(0.022)	0.114	***	(0.018)	0.001		(0.017)	-0.026	**	(0.011)
timecov2	-	-	-	0.097	***	(0.016)	-	-	-	-	-	-
gwesp.OTP.fixed.0.69	0.914	***	(0.041)	0.593	***	(0.009)	0.924	***	(0.022)	0.776	***	(0.019)
gwdsp.OTP.fixed.0.69	-	-	-	-	-	-	-0.096	***	(0.004)	-	-	-
gwodegree.fixed.1.25	-	-	-	0.967	***	(0.123)	-	-	-	-	-	-
gwidegree.fixed.2	-	-	-	2.151	***	(0.099)	-	-	-	-	-	-
absdiff.isei	-0.135	***	(0.03)	-0.044	***	(0.013)	-0.014		(0.024)	0.002		(0.019)
nodecov.isei	0.021		(0.029)	0.103	***	(0.013)	0.024		(0.02)	0.028		(0.018)
nodecov.isei	0.09	**	(0.042)	-0.07	***	(0.019)	-0.116	***	(0.031)	-0.082	***	(0.026)
nodematch.sex	0.482	***	(0.053)	0.323	***	(0.018)	0.155	***	(0.026)	0.456	***	(0.03)
nodeifactor.sex.M	-0.272	***	(0.071)	-0.178	***	(0.027)	-0.057		(0.036)	-0.037		(0.039)
nodeofactor.sex.M	0.392	***	(0.072)	0.131	***	(0.024)	-0.036		(0.035)	0		(0.04)
nodematch.classroom	0.64	***	(0.053)	0.898	***	(0.02)	0.694	***	(0.029)	1.089	***	(0.031)
edgecov.dist_address	-0.629	**	(0.247)	-0.182	***	(0.057)	-0.09	***	(0.021)	-0.106	***	(0.026)
edgecov.dist_address_sq	0.456	**	(0.197)	0.06	**	(0.025)	0.008	***	(0.002)	0.016	***	(0.004)
edgecov.dist_address * nodecov.isei	-0.088		(0.072)	-0.046	**	(0.023)	0.012		(0.018)	-0.006		(0.013)

\*\*\* : p<0.01 ; \*\* : p<0.05 ; \* : p<0.1

Note : Les noms d'effets indiqués sont ceux utilisés par le paquet *btergm* du logiciel R.

Pour Paris 2, le decay du terme gwesp est fixé à 1.5 .

**Tableau 15 – TERGM : Spécification m3**

	Paris 1			Paris 2			Savoie 1			Savoie 2		
edges	-5.035	***	(0.132)	-6.665	***	(0.086)	-4.157	***	(0.093)	-5.523	***	(0.061)
mutual	1.609	***	(0.131)	1.28	***	(0.05)	1.561	***	(0.081)	2.214	***	(0.076)
delrecip	0.136		(0.11)	0.189	***	(0.04)	0.263	***	(0.066)	0.076		(0.069)
memory - autoregression	2.125	***	(0.089)	2.116	***	(0.031)	2.227	***	(0.048)	2.608	***	(0.055)
timecov	-0.147	***	(0.025)	0.106	***	(0.019)	-0.023		(0.017)	-0.026	**	(0.012)
timecov2	-	-	-	0.109	***	(0.017)	-	-	-	-	-	-
gwesp.OTP.fixed.0.69	0.893	***	(0.042)	0.587	***	(0.009)	0.906	***	(0.022)	0.77	***	(0.019)
gwdsp.OTP.fixed.0.69	-	-	-	-	-	-	-0.097	***	(0.003)	-	-	-
gwodegree.fixed.1.25	-	-	-	1.051	***	(0.124)	-	-	-	-	-	-
gwidegree.fixed.2	-	-	-	2.281	***	(0.103)	-	-	--	-	-	-
absdiff.isei	-0.118	***	(0.03)	-0.037	***	(0.014)	-0.012		(0.024)	0.003		(0.019)
nodeicov.isei	0.01		(0.029)	0.108	***	(0.014)	0.02		(0.02)	0.022		(0.018)
nodeocov.isei	-0.068		(0.082)	-0.134	***	(0.036)	-0.271	***	(0.056)	-0.261	***	(0.051)
nodematch.sex	0.458	***	(0.055)	0.321	***	(0.018)	0.134	***	(0.027)	0.455	***	(0.03)
nodeifactor.sex.M	-0.244	***	(0.073)	-0.171	***	(0.028)	-0.034		(0.036)	-0.019		(0.04)
nodeofactor.sex.M	0.401	***	(0.072)	0.139	***	(0.024)	-0.026		(0.036)	0.017		(0.04)
nodematch.classroom	0.641	***	(0.052)	0.919	***	(0.021)	0.707	***	(0.029)	1.096	***	(0.032)
edgecov.match_music_sqrt	0.088	***	(0.03)	0.07	***	(0.012)	0.096	***	(0.018)	0.071	***	(0.018)
edgecov.match_video_sqrt	0.065	**	(0.032)	0.028	**	(0.012)	-0.008		(0.017)	-0.029	*	(0.017)
edgecov.music_sqrt*nodeocov.isei	0.061	**	(0.03)	-0.004		(0.013)	0.056	**	(0.024)	0.103	***	(0.022)
edgecov.video_sqrt*nodeocov.isei	-0.014		(0.031)	0.018		(0.015)	0.027		(0.021)	-0.035	*	(0.019)

\*\*\* : p<0.01 ; \*\* : p<0.05 ; \* : p<0.1

Note : Les noms d'effets indiqués sont ceux utilisés par le paquet *btergm* du logiciel R.

Pour Paris 2, le decay du terme gwesp est fixé à 1.5 .

**Tableau 16 – TERGM : Spécification m4**

	Paris 1			Paris 2			Savoie 1			Savoie 2		
edges	-4.783	***	(0.133)	-6.296	***	(0.081)	-3.951	***	(0.103)	-5.336	***	(0.064)
mutual	1.625	***	(0.13)	1.277	***	(0.05)	1.571	***	(0.08)	2.219	***	(0.077)
delrecip	0.137		(0.109)	0.181	***	(0.04)	0.251	***	(0.066)	0.064		(0.068)
memory - autoregression	2.14	***	(0.091)	2.124	***	(0.031)	2.22	***	(0.048)	2.608	***	(0.055)
timecov	-0.132	***	(0.023)	0.109	***	(0.018)	-0.001		(0.017)	-0.025	**	(0.011)
timecov2	-	-	-	0.093	***	(0.016)	-	-	-	-	-	-
gwesp.OTP.fixed.0.69	0.918	***	(0.041)	0.593	***	(0.009)	0.92	***	(0.022)	0.774	***	(0.019)
gwdsp.OTP.fixed.0.69	-	-	-	-	-	-	-0.096	***	(0.004)	-	-	-
gwodegree.fixed.1.25	-	-	-	0.989	***	(0.123)	-	-	-	-	-	-
gwidegree.fixed.2	-	-	-	2.166	***	(0.098)	-	-	-	-	-	-
absdiff.isei	-0.131	***	(0.03)	-0.043	***	(0.014)	-0.012		(0.024)	0.003		(0.019)
nodecov.isei	0.006		(0.028)	0.102	***	(0.013)	0.017		(0.02)	0.027		(0.018)
nodecov.isei	0.125		(0.077)	-0.093	***	(0.034)	0		(0.065)	0.009		(0.052)
nodematch.sex	0.481	***	(0.053)	0.321	***	(0.018)	0.146	***	(0.026)	0.453	***	(0.03)
nodeifactor.sex.M	-0.274	***	(0.073)	-0.176	***	(0.027)	-0.057		(0.036)	-0.027		(0.04)
nodeofactor.sex.M	0.385	***	(0.072)	0.132	***	(0.024)	-0.041		(0.035)	0.01		(0.04)
nodematch.classroom	0.636	***	(0.053)	0.895	***	(0.02)	0.693	***	(0.029)	1.092	***	(0.031)
edgecov.dist_perso	-0.01		(0.047)	-0.09	***	(0.02)	-0.063	*	(0.038)	-0.057	*	(0.03)
edgecov.dist_perso*nodecov.isei	-0.07		(0.058)	-0.009		(0.025)	-0.083	*	(0.05)	-0.079	**	(0.038)

\*\*\* : p<0.01 ; \*\* : p<0.05 ; \* : p<0.1

Note : Les noms d'effets indiqués sont ceux utilisés par le paquet btergm du logiciel R.

Pour Paris 2, le decay du terme gwesp est fixé à 1.5.