L'intégration des marchés monétaires au XIX^e siècle

Les places financières de Paris et de Londres (1833-1873)

Marie-Thérèse Boyer-Xambeu, Ghislain Deleplace et Lucien Gillard

Édition électronique

URL : <https://journals.openedition.org/histoiremesure/110>

DOI : 10.4000/histoiremesure.110

ISSN : 1957-7745

Éditeur

Éditions de l'EHESS

Édition imprimée

Date de publication : 2 janvier 2001

Pagination : 113-155

ISBN : 2-222-96709-0

ISSN : 0982-1783

Référence électronique

Marie-Thérèse Boyer-Xambeu, Ghislain Deleplace et Lucien Gillard, « L'intégration des marchés monétaires au XIX^e siècle », *Histoire & mesure* [En ligne], XVI - 1/2 | 2001, mis en ligne le 08 décembre 2005, consulté le 02 juin 2022. URL : <http://journals.openedition.org/histoiremesure/110> ; DOI : <https://doi.org/10.4000/histoiremesure.110>

Ce document a été généré automatiquement le 2 juin 2022.

© Éditions de l'EHESS

L'intégration des marchés monétaires au XIX^e siècle

Les places financières de Paris et de Londres (1833-1873)

Marie-Thérèse Boyer-Xambeu, Ghislain Deleplace et Lucien Gillard

- 1 L'intérêt porté aujourd'hui par les économistes à la globalisation financière conduit à en rechercher les manifestations précoces dans l'histoire du capitalisme. En particulier, l'étude des mouvements de capitaux à court terme entre les deux plus importantes places financières du XIX^e siècle, Londres et Paris, peut être riche d'enseignements. Cet article traite ainsi de l'intégration des marchés monétaires sur ces deux places dans le courant du siècle.
- 2 On entend montrer que pour qu'une telle enquête soit possible des conditions préalables sont requises, tant au plan analytique qu'empirique. Il convient, en effet, de choisir quelles sont les variables économiques qui expriment le phénomène d'intégration dont on parle, et il faut prendre ensuite certaines options quant à la façon de mesurer ces variables. La première section de l'article traitera des problèmes de méthode liés à la mesure du phénomène d'intégration monétaire. On verra dans la seconde section quels résultats se dégagent de l'histoire des relations cambiales entre Londres et Paris dans la période considérée et quels commentaires on peut en tirer.

Les notations utilisées

eL : taux d'escompte de la Banque d'Angleterre.

eP : taux d'escompte de la Banque de France.

eL* : taux d'escompte de marché à Londres.

eP* : taux d'escompte de marché à Paris.

iL : taux d'intérêt implicite à Londres, égal à l'écart relatif entre les taux de changes court et long à Paris. Sur base annuelle et avec un change long à 3 mois, $iL = 4(PLc - PLI)/PLI$

iP : taux d'intérêt implicite à Paris, égal à l'écart relatif entre les taux de changes court et long à Londres. Sur base annuelle et avec un change long à 3 mois, $iP = 4(LPI - LPe)/LPI$

LPI : taux du change sur lettre longue (3 mois), coté à Londres.

LPe : taux du change sur lettre courte, coté à Londres.

PLI : taux du change sur lettre longue (3 mois), coté à Paris.

PLc : taux du change sur lettre courte, coté à Paris.

PLc* : pseudo taux de change sur lettre courte, calculé à partir des taux de change cotés à Paris à 3 et 1 mois (avant 1848).

1. Mesures Les indicateurs d'intégration

- 3 Sous l'angle analytique, les auteurs du XIX^e siècle ont coutume de repérer l'intégration des marchés monétaires à la sensibilité commune dont font preuve les taux de l'escompte vis-à-vis des influences extérieures ainsi qu'à la sensibilité réciproque des variations de l'un à celles de l'autre : l'intégration des deux marchés monétaires sera d'autant plus forte que l'écart sera faible entre les deux taux. À la limite, on est en présence d'une intégration parfaite quand l'égalité entre ces taux se réalise, cette situation étant d'autant mieux et plus rapidement atteinte que sont effectivement mis en œuvre des comportements d'arbitrage entre les deux places. Par arbitrage on entend une sensibilité des opérateurs à tout écart de prix pour une même prestation sans risque et qui fait se modifier les quantités offertes ou demandées en sorte que l'écart de prix initial tend à disparaître, sous réserve que d'autres influences ne s'exercent pas en même temps sur le phénomène étudié.
- 4 Cette conception traditionnelle de l'intégration des marchés monétaires ne suffit pas pour appréhender l'ensemble des phénomènes d'arbitrage concernant la liquidité. Au XIX^e siècle, il est en effet possible de placer ou d'emprunter de la liquidité ailleurs que sur les marchés monétaires nationaux. L'existence d'effets à trois mois tirés sur une place étrangère permet de placer des fonds sur un marché du change « long » ; et leur escompte permet de se procurer des fonds d'une façon alternative à l'escompte des effets domestiques. L'intégration des marchés monétaires nationaux n'est donc complète que si elle concerne aussi les marchés des changes. Il existe, alors, deux marchés séparés du change qui présentent, tant à Paris qu'à Londres, la caractéristique de proposer le même jour deux cotations différentes de la valeur de la livre sterling en francs français. Ces deux cotations se distinguent par le délai (court ou long, selon les appellations en usage) qui reste à courir dans la lettre de change avant que la dette souscrite dans une place ne soit due dans l'autre place. Deux valeurs différentes du taux de change sont ainsi négociées à la bourse en fonction des différences d'échéance, d'où il est loisible de calculer facilement un taux d'intérêt sur le laps de temps intermédiaire. On a désigné cette variable sous le nom de « taux d'intérêt dans le change », avec la notation iL pour le taux implicite londonien, calculé à partir de deux cours du change d'échéance différente sur la place de Paris, et iP pour son symétrique à Londres.
- 5 Analytiquement, le test d'intégration monétaire entre nos deux places consistera maintenant à comparer, à chaque instant et au cours du temps la grandeur de l'écart entre iL et eL d'une part, iP et eP de l'autre. Comme la vente sur une place d'une lettre de change à longue durée d'échéance est un substitut à l'obtention de liquidités par l'escompte de papiers commerciaux, les deux critères de l'intégration monétaire ne sont pas sans avoir des effets l'un sur l'autre. Ainsi qu'on le fait avec les taux d'escompte, l'intégration sera déclarée bonne ou meilleure là où il apparaîtra de faibles écarts entre ces deux indicateurs, ou une tendance à leur rapide diminution. Puisque Londres « donne le certain » à cette époque, la cote s'écrit pareillement sur les deux places en un nombre variable de francs pour une livre. Il en résulte que la formule des taux implicites s'inverse d'une place à l'autre. Avec PLc, PLl figurant les taux de change à échéance courte et à échéance longue de Paris sur Londres, et LPc, LP l les taux de

change symétriques à Londres, les variables économiques permettant l'analyse de l'intégration monétaire entre les deux places sont donc :

$$6 \quad iP = \beta \{LPI - LPC\} / LPI$$

$$7 \quad iL = \beta \{PLC - PL\} / PL$$

8 Comme les taux d'intérêt s'expriment usuellement sur base annuelle, le coefficient β est le rapport entre douze et le nombre de mois séparant les échéances des changes court et long.

9 Du côté droit de chaque égalité, c'est le premier membre qui est toujours de valeur plus élevée, car en échange d'une livre, on reçoit moins de francs à Londres si on veut les obtenir plus rapidement, tandis qu'on en donne davantage à Paris pour avoir cette livre dans la même circonstance. Le calcul du pourcentage s'effectue dans chaque cas par rapport à la même valeur de référence, tant à Londres qu'à Paris. Dans une optique d'analyse des marchés monétaires, cette valeur de référence est celle du change long, sur le marché duquel on place ou on emprunte¹.

10 Les conditions empiriques qu'il nous faut satisfaire pour mener une telle recherche portent sur notre capacité à mesurer correctement chacune des variables concernées par l'analyse. Or les informations statistiques qui nous ont été léguées par les acteurs de cette époque sont loin de toujours correspondre à nos besoins et il convient le plus souvent de procéder par approximations. Ainsi en va-t-il pour tout le dix-neuvième siècle des taux d'escompte « de marché », notion d'autant plus ambiguë que le marché reste longtemps très fractionné à cette époque ou très imparfaitement constitué. Une variété de taux de marché existe toujours au même moment, dont on se demande quelle légitimité ou quelle signification peut avoir le calcul d'une moyenne. La solution de facilité consiste donc le plus souvent à se référer au taux de l'escompte affiché « officiellement » par la Banque d'Angleterre et la Banque de France². La littérature de l'époque fournit des notations ponctuelles sur les pratiques bancaires qui prouvent assez combien ce type d'indicateur est une mesure très approximative du marché de l'escompte. Nous tenterons d'esquisser quelques remarques sur les effets que pourrait avoir occasionnellement l'utilisation d'une autre mesure sur les résultats obtenus à partir de ces taux officiels.

11 L'approche empirique de l'intégration des marchés monétaires par la méthode que nous proposons est entachée d'un autre type d'erreur pour la première moitié de la période que nous soumettons au test statistique. Celle-ci provient des modalités de cotation du change international dans chacune des places considérées, ce qui rend plus ou moins arbitraire la mesure du taux d'intérêt implicite qui nous intéresse. C'est ainsi qu'à Londres, la cote boursière propose un double jeu d'écritures entre lesquelles il est délicat de choisir. Dans les séries que nous avons publiées précédemment³, nous avons opté pour un type d'écriture (celui que les gazettes dénommaient alors le cours du change « printed »), mais nous tenterons *infra* de donner une idée sur les conséquences analytiques d'un choix de mesure qui aurait pu être autre. Cependant, une difficulté de nature différente existe aussi sur la bourse de Paris. Au départ, en effet, les deux échéanciers de la cotation du change à Paris et à Londres ne sont pas les mêmes, ce qui nous oblige à quelques acrobaties arithmétiques pour les rendre comparables.

12 En l'espèce, Londres cote la livre pour un nombre variable de francs à obtenir, soit dans trois mois, soit immédiatement à réception de la lettre, ce qui fait environ trois jours de courrier (un délai qui correspond d'ailleurs à la périodicité du change sur cette place).

Jusqu'en 1848, l'échéance la plus courte pour la cote du change à Paris n'est, en revanche, pas inférieure à un mois. Comme c'est l'obtention de liquidités immédiates qui importe dans l'analyse des marchés monétaires, on est donc contraint de solliciter l'information d'époque dans un sens permettant de faire comme si (par règle de trois) il existait aussi du change court à Paris. Il faut remarquer cependant que, malgré cette absence, le taux d'intérêt dans le change sur base annuelle est bien calculé à partir des cotations observées (celles des changes à un et trois mois). Avant comme après 1848, on peut donc le comparer au taux d'escompte à Londres pour juger de l'intégration des marchés monétaires et cambiaires.

- 13 Dans l'ouvrage cité en note 3, nous avons établi la chronique des valeurs de ce pseudo change court, et ce sont elles que nous utilisons ici. Le biais que représente une telle mesure peut être approché en observant le niveau de l'écart entre le change à vue sur une place et son symétrique dans l'autre place au même instant. Cet écart entre les deux cotations à Paris et à Londres atteint une moyenne de 5,2 % (écart-type = 1,8) pendant la période où l'on est contraint d'utiliser une approximation du change court parisien (avant 1848), alors qu'il tombe ensuite à 2,7 (pour un même écart-type). Comme pour Londres, on esquissera quelques remarques sur les effets que pourrait avoir sur l'analyse l'usage d'une autre modalité d'approximation.
- 14 La période que nous soumettons à l'analyse court du 20/9/1833 au 24/10/1873. La première date correspond à un changement dans les modalités d'enregistrement du change à Londres, dont on va voir qu'il est loin d'être neutre pour notre propos. Il se trouve, en outre, que la Banque d'Angleterre venait de voir sa charte renouvelée un mois plus tôt, avec une clause qui n'a pas manqué non plus d'avoir d'importantes répercussions. Par dérogation aux lois anglaises sur l'usure, la Banque était désormais en droit de porter son taux de l'escompte sur les lettres de change au-dessus de 5 %. La voie était ouverte vers une prise de conscience par les directeurs de la Banque que le taux de l'escompte pourrait être une variable manipulable en fonction d'objectifs prédéfinis, même s'il fallut plus de dix ans pour qu'ils commencent effectivement à l'expérimenter. La fin de notre période d'étude correspond au changement de régime monétaire survenu en France avec l'introduction de quotas dans la frappe de l'argent, premier pas vers l'adoption du régime d'étalon-or à l'anglaise, ce qui aura des effets importants sur le marché des changes. L'observation graphique des séries temporelles du taux de change entre nos deux pays à la fin du XIX^e siècle⁴ montre que son comportement devient totalement atypique à partir du 24/10/1873. C'est pourquoi nous retenons cette date comme borne ultime.

L'hétérogénéité des données sur la sous-période 1833-1848

- 15 Ainsi qu'on vient de le dire, la première partie de notre période pose deux problèmes d'hétérogénéité sur les données dans le change réciproque entre Londres et Paris. Jusqu'en 1848, l'absence de change court sur la place de Paris nous a conduits à en proposer une estimation approximative à partir des deux échéances effectivement cotées, à un et à trois mois. Par ailleurs, il s'affiche à Londres jusqu'en 1850 deux cotes distinctes : la première, qui est dite « *printed* », signale deux valeurs, l'une pour le change court et l'autre pour le long ; l'autre cotation est dite « *negotiated* » et elle fournit quatre valeurs qui correspondent aux minima et maxima de la négociation du jour sur chacune des deux échéances. On observe sur toute cette période que la première des deux cotes est systématiquement plus favorable à la livre que l'autre. Notre hypothèse est que le cours imprimé par les autorités boursières introduit à la

cote des considérations politico-administratives qu'ignorent les relevés effectués sur le tas par quelque journaliste spécialisé. Ces derniers sont vraisemblablement plus sensibles aux écarts qui existent sur chacune des deux places cotées entre les taux officiels de l'escompte affichés par chacune de nos deux banques et les taux qui se pratiquent effectivement sur le marché, au moment où les banquiers cherchent à mobiliser leurs lettres de change.

- 16 La cotation du négoce a donc toute chance de mieux refléter les comportements d'arbitrage qui s'effectuent entre les lettres de change courtes et les lettres longues. En l'espèce l'arbitrage implique que ces dernières feront l'objet d'une plus grande demande quand le coût de leur mobilisation est relativement plus faible sur la place de destination par rapport à la place d'origine, et réciproquement. Selon les conjonctures respectives, il existera donc un mouvement de bascule qui amènera les courtiers à se déplacer tantôt vers le marché court tantôt vers le marché long pour y négocier leurs lettres de façon plus profitable. Cette bascule est connue à l'époque sous le nom d'arbitrage d'escompte⁵. En raison de ces pratiques, l'écart entre les deux taux de change doit subir dans la cotation dite négociée des variations beaucoup plus amples que celles qui figurent dans la cotation dite imprimée.
- 17 La question des taux d'escompte de marché est problématique, car ils n'ont pas fait l'objet de relevés systématiques pour le dix-neuvième siècle, et l'on ne dispose le plus souvent (outre des indications ponctuelles) que de séries en moyennes mensuelles (quand elles ne sont pas annuelles !) ou de valeurs extrêmes (minimales/maximales). Au demeurant, le marché de l'escompte valorise alors considérablement les relations de clientèle, ce qui produit une gamme assez large de taux d'un papier à l'autre.
- 18 Pour ce qui est du taux d'escompte sur le marché de Londres, la série la plus longue (de 1824 à 1857) et la plus dense (mensuelle) est celle que Chapman présenta en 1857 à la Chambre des Communes lors d'une enquête parlementaire sur la monnaie du royaume. Les valeurs fournies correspondent aux taux qu'avait pratiqués sur la période une des principales maisons d'escompte sur Lombard Street, Gurney, Overend and Co. On peut faire l'hypothèse que ces taux reflètent l'état du « marché » ; il n'existe cependant aucune instance qui se chargerait de calculer un taux moyen de l'escompte commercial. On constate d'ailleurs dans les graphiques élaborés par Wood pour rendre compte de cette série que notre courtier affichait pour chaque mois plusieurs valeurs de taux⁶. Le Graphique 1 reproduit ces données mensuelles de marché (eL*), concurremment au taux de l'escompte officiel pratiqué par la Banque d'Angleterre aux mêmes moments (eL) et au taux de l'intérêt qui se forme dans le change à Paris (iL). Sans qu'il soit question évidemment d'extrapoler au-delà de 1857, on constate cependant que les deux variables sont remarquablement affines en fin de série (à partir de 1851). Au-delà de la période couverte par cette série, on ne dispose plus pour le marché de l'escompte londonien que de moyennes annuelles, dont le mode de fabrication reste mystérieux et dont l'utilité s'avère en outre assez mince pour repérer des comportements d'arbitrage dont le propre est de s'adapter aux moindres changements que le marché apporte aux conditions du calcul.
- 19 Pour la France, malheureusement, on ne peut échapper aux moyennes annuelles de taux d'escompte de marché. Si on veut les utiliser pour relativiser les conclusions obtenues à partir des taux officiels de l'escompte, il faudra le faire avec la plus grande prudence. À titre indicatif, on porte cependant au Graphique 2 la suite des valeurs annuelles proposées par F. Bourguignon et M. Levy-Leboyer (eP*)⁷, concurremment aux

valeurs du taux de l'escompte de la banque de France, enregistrées à chacune de leurs modifications (eP). Comme pour le Graphique 1 concernant l'Angleterre, on fait aussi figurer dans ce Graphique 2 le taux de l'intérêt cambiaire qui se forme simultanément sur la place opposée, ce qui donne une première idée sur les défauts d'intégration qui caractérisent cette période.

- 20 Dans ce premier XIX^e siècle, les directeurs de la Banque d'Angleterre tout comme ceux de la Banque de France ne sont pas encore sensibilisés à l'influence qu'ils pourraient (voire devraient) exercer sur le marché global du crédit. Leur préoccupation commune est d'assurer une bonne rémunération à leurs actionnaires et de gérer au plus près la convertibilité en métal de leurs billets. Les grandes banques commerciales se chargent de surcroît de les dissuader de venir trop les concurrencer sur le marché de l'escompte par des taux attractifs. En dépit de récriminations périodiques provenant du monde des affaires commerciales, les deux banques pratiquent donc un taux d'escompte sur les papiers commerciaux qui dépasse généralement celui des banques commerciales (les avances sur titres y sont par contre moins chères en Angleterre). Le changement d'attitude ne se fera de façon significative en Angleterre qu'avec le *Bank Charter Act* de 1844, et il faudra attendre 1857 pour qu'il en soit de même en France, après que fut abrogée la loi sur l'usure.

Graphique 1. Les trois taux de rendement, 1833-1857. Londres (toutes dates) [\[cliquer pour afficher\]](#)

Graphique 2. Les trois taux de rendement, 1833-1856. Paris (toutes dates) [\[cliquer pour afficher\]](#)

- 21 Au cours de la sous-période 1833-1850, l'infériorité du taux d'escompte de marché par rapport au taux officiel est donc la règle générale. Au jour le jour, cette règle souffre sans doute de nombreuses exceptions, mais comme ces informations nous sont inaccessibles, nous en sommes réduits à pointer les années où il est certain que de telles exceptions sont effectivement survenues. Les Graphiques 1 et 2 indiquent ainsi que le taux de marché fut supérieur au taux officiel pendant des périodes mensuelles plus ou moins longues au cours des années 1836, 1838 et 1839 en France, 1837 et 1838 en Angleterre. Cela fut encore le cas dans la décennie suivante au cours des années 1845, 1847 et 1851, en Angleterre, et 1848-1849 en France. Des tensions se seront donc manifestées en même temps et de façon durable sur les deux marchés monétaires qu'au cours de l'année 1838.
- 22 Plutôt que de supposer qu'il existe une « vraie » mesure des taux monétaires que notre documentation ne permet pas d'approcher exactement, on peut aussi considérer que les opérateurs de l'époque disposaient de ces informations différenciées et que cela élargissait le champ des options possibles dans les calculs d'arbitrage. La chose est évidente pour les taux de l'escompte dans chacun des pays, où les opérateurs peuvent faire le plus souvent l'expérience d'une différence entre un niveau de valeur officielle et un niveau commercial chez leur banquier. Or, cette dualité vaut aussi pour les taux d'intérêt qui sont contenus implicitement dans les cotations du change, pour peu qu'on suppose aux arbitragistes de chacune des places de Paris et de Londres deux perceptions possibles de ce que sont ces cours.
- 23 On a vu que ces taux résultent de la différence entre deux cours affichés simultanément sur deux lettres de change qui ne diffèrent entre elles que par leur maturité. Dans le Tableau 3 reproduit en Annexe 1, les valeurs chronologiques des variables iP et iL ont été calculées à partir des taux de change que nous avons publiés précédemment⁸. Mais

il n'est pas interdit d'envisager l'existence d'un iP^* et d'un iL^* qui pourraient s'établir sur la base d'une sensibilité différente des opérateurs du marché des changes. Entre les deux, la différence pourrait tenir dans le fait que les arbitragistes procèdent ou non à une actualisation linéaire pour pallier l'absence de cote courte dans le change parisien, et qu'ils ont ou non recours aux taux plus volatils du négoce dans le change londonien. Qu'on se positionne à Londres ou à Paris, l'option retenue pour mesurer la variable de change relève donc d'hypothèses sur les attitudes des arbitragistes par rapport au risque. Il ne s'agira pas ici de prendre parti sur ce que ces attitudes furent « réellement »⁹, mais de laisser entrevoir, même très imparfaitement, les effets que peut avoir sur l'analyse l'usage de plusieurs hypothèses distinctes relativement à la mesure des phénomènes.

- 24 Par rapport à l'option qui sous-tend la construction du Tableau 3 au cours de la période 1833-1848, le choix d'une fonction non linéaire pour estimer la dépréciation temporelle à Paris produit sur la valeur de iL des effets qui varient selon la conjoncture. Supposons, par exemple, que les opérateurs cherchent plutôt à minimiser leur risque d'illiquidité en temps normal (ils craignent de ne pas pouvoir rembourser leurs dettes), alors que c'est plutôt le risque de solvabilité qui les inquiète quand l'avenir s'annonce menaçant. Il s'ensuit qu'on est porté à ne pas mesurer à la même aune la perspective d'un emprunt plus tard avec la réalité d'un emprunt aujourd'hui. Exprimé d'une autre façon, cela signifie qu'on est davantage disposé psychologiquement à payer quelque chose pour annuler totalement aujourd'hui une dette d'un mois, plutôt qu'à payer cette même somme pour réduire d'un mois une dette qui continuerait de courir. Cela, du moins, quand la conjoncture est favorable. Il suit de cette observation que l'on introduit un biais conjoncturel en calculant un équivalent de ce qu'aurait pu être le change court de Paris sur Londres (en l'occurrence, un change court non encore coté) par simple transposition d'une fonction linéaire de dépréciation temporelle à tous les intervalles de temps et sans considérer l'horizon des calculs. En temps normal, l'appréciation de la dette présente étant relativement plus préoccupante que la dette à venir, c'est une fonction concave qu'il conviendrait d'utiliser, et sans doute que l'inverse vaudrait pour les périodes de tension monétaire.
- 25 Supposons que l'on donne 25 francs pour avoir une livre dans un mois et seulement 24 pour l'avoir un mois plus tard, soit 4 % de moins. En temps normal, ce même taux de 4 % s'avère insuffisant pour estimer le différentiel qui aurait dû exister entre avoir la livre dans un mois et l'avoir tout de suite. Cette méthode sous-évalue le niveau du change court (PLc^*) estimé à partir du taux de change à un mois ; cela minimise le niveau du taux d'intérêt implicite sur la place de Londres, qui résulte de la différence entre les niveaux du change court et du change long, soit :
- 26 $iL = 4 (PLc^* - PLL) / PLL$.
- 27 On peut penser qu'à l'inverse, la méthode linéaire d'évaluation de PLc^* surévalue le taux d'intérêt implicite au cours des années de tension monétaire. Pour ne pas introduire trop d'arbitraire dans le partage des périodes, on considérera dans le Tableau 1 que les opérateurs sont sensibles aux deux marchés à la fois et que c'est la simultanéité, à Londres et à Paris, de taux de marché inférieurs aux taux officiels qui caractérise ce qu'est pour eux une période normale.

Tableau 1. Biais métrologiques sur les variables monétaires [cliquer pour afficher]

28 Simultanément, l'option que nous avons retenue pour enregistrer les taux du change coté à Londres (les valeurs dites « imprimées »¹⁰) produit, sur les valeurs de i_P calculées pour la période initiale, des effets stabilisants par rapport à ceux qu'on obtiendrait en prenant les valeurs extrêmes de la cote dite négociée. Quand le taux de l'escompte parisien est suffisamment faible par rapport à celui de Londres, il est intéressant de venir chercher sur ce marché de la liquidité à partir de lettres longues tirées de Londres. La concurrence des demandes sur ces lettres fait donc baisser la quantité de francs qu'on obtiendra pour une livre dans trois mois, alors qu'on observe au contraire une désaffection sur la demande de francs courts. Cela produit par conséquent une baisse du taux de l'intérêt implicite sur la place de Paris puisque celui-ci résulte de la différence entre les deux taux de change en question à Londres. Exprimé en pourcentages annuels, cela s'exprime concrètement dans les conditions d'échéance utilisées à la cote :

29 $i_P = 4 (LPI - L_{PC}) / L_{PC}$.

30 Dans une situation conjoncturelle où le taux de l'escompte parisien devient au contraire moins avantageux que celui de Londres, les opérateurs londoniens auront tendance à délaisser le change long, ce qui aura pour effet d'accroître quelque peu l'intérêt implicite sur Paris. Selon la conjoncture, l'usage des taux de change extraits de la cote londonienne dite imprimée exagère ou minimise donc la mesure du taux d'intérêt implicite à Paris. Sur la base des taux d'escompte officiellement affichés par la Banque de France et la Banque d'Angleterre, la première situation ($e_P > e_L$) s'est rencontrée au cours des années 1836-1842, alors que la situation inverse caractérisait les années 1844-1850. Mais il convient de moduler ce résultat avec les informations dont on peut disposer sur les marchés respectifs de l'escompte au cours de ces années, car il est vraisemblable que les taux de change londoniens dits « négociés » sont beaucoup plus sensibles à cet aspect des choses. Considérant les taux moyens de marché, les Graphiques 1 et 2 montrent que l'année 1838 fait exception dans la séquence favorable au taux parisien et les années 1845-1847 font de même dans la séquence opposée.

Des distorsions dans les calculs d'arbitrage

31 Compte tenu de ces diverses considérations métrologiques, il est possible de repérer grossièrement (par années) les effets de distorsion que produit sur les calculs d'arbitrage le choix de telles informations plutôt que de telles autres dans la période 1833-1850. Dans le Tableau 1 qui récapitule ces divers biais, on notera donc qu'une mesure alternative et tout aussi légitime permet souvent de réduire le taux d'intérêt implicite parisien par rapport à celui qu'on avait calculé sur la cotation dite imprimée. Cette dernière produit beaucoup de valeurs très négatives pour l'écart $e_P - i_P$, signalant un gros défaut d'intégration entre les deux marchés que la cotation du négoce permet de relativiser. Pareillement, on notera aussi qu'une mesure alternative et tout aussi légitime permet souvent d'élever le taux implicite londonien par rapport à celui qu'on pouvait tirer d'une fonction linéaire de dépréciation du futur. Le défaut d'intégration que signalait ce dernier mode de calcul (c'est-à-dire des valeurs fortement positives de l'écart $e_L - i_L$) peut à son tour se trouver relativisé. Le tableau qu'on en dresse ici peut donc servir à interpréter les insuffisances de l'intégration monétaire entre Londres et Paris dont le Graphique 5, inséré plus loin, révèle la présence manifeste au cours de la période 1833-1850.

- 32 On a porté sur le Tableau 1 la direction (agrandissement ou réduction) dans laquelle s'effectueraient les modifications du niveau de chacune des quatre variables considérées (eL, iL, eP, iP) si l'on choisissait de les mesurer par la méthode alternative (notée ici par le signe *) à celle que nous adoptons par la suite dans la présentation des graphiques. Les deux dernières colonnes du tableau signalent que nos correctifs métrologiques ont plutôt pour effet d'améliorer (A) ou de détériorer (D) l'indicateur d'intégration de nos deux marchés monétaires. La base de cette appréciation figure au Graphique 5 qui dessine le profil temporel des écarts de taux sans corrections de mesure. Dans les cas où cet écart présentait des valeurs négatives (les taux cambiaux étant inférieurs aux taux d'escompte respectifs), la nouvelle mesure produit des effets correctifs qui vont dans le sens d'une meilleure intégration monétaire (une plus grande proximité avec le taux d'escompte correspondant) si elle contribue à abaisser les niveaux de iP ou de iL. C'est au contraire si elle tend à élever ces niveaux que le degré d'intégration s'améliore dans les cas où la mesure standard fournissait des écarts positifs.
- 33 On peut estimer grossièrement (sur base annuelle) que les corrections de mesure ainsi introduites tendraient à améliorer le degré d'intégration dans 17 des 36 cas d'écarts considérés dans ce début de période. Dans un nombre égal de cas, le résultat n'est pas décidable du fait que les corrections métrologiques sur les variables à comparer se font dans le même sens et qu'on préfère ne pas se risquer à en estimer les ordres de grandeur respectifs. On constatera cependant qu'il n'y a guère que deux cas (un dans chaque pays) où nos manipulations métrologiques produisent un effet manifestement contraire au but recherché. En 1837 et en 1849, l'écart constaté entre le taux d'escompte et le taux cambial se trouve en effet accru sous l'effet de nos transformations, de sorte que le degré d'intégration monétaire se détériore plutôt que l'inverse.
- 34 Le Tableau 3 (cf. en annexe) fournit la chronique des valeurs temporelles des quatre variables de base (taux d'escompte et taux d'intérêt implicite dans chacun des deux pays), permettant d'établir les deux écarts d'intégration qui nous intéressent. C'est la modification du taux d'escompte dans l'une ou l'autre place qui donne la périodicité des enregistrements. Les quatre variables sont associées deux à deux dans un premier jeu de graphiques présentés par pays et pour la période qui n'est plus parasitée par des ambiguïtés sur les mesures (1850-1873) : le Graphique 3 pour les niveaux respectifs de eL et iL, le Graphique 4 pour les niveaux respectifs de eP et iP. Pour faire mieux apparaître les modifications monétaires, l'axe des abscisses de ces deux graphiques n'est pas découpé selon un mode linéaire, mais sa scansion correspond aux changements successifs du taux de l'escompte concerné. En regard, on porte la moyenne des taux de l'intérêt cambial survenus dans l'autre place pendant l'intervalle de temps qui sépare les deux modifications du taux d'escompte. Dans le Graphique 5, on associe les deux indicateurs d'intégration sur la durée entière de la période étudiée, et selon le mode traditionnel de découpage chronologique de l'axe des abscisses (toutes dates). Le taux de l'intérêt que révèle la double cotation du change se mesure en pourcentage annuel selon la formule que nous avons indiquée précédemment.
- 35 Du point de vue de la statistique, le statut des variables à comparer deux à deux n'est pas le même, car entre deux modifications successives du taux officiel, la valeur de la variable d'escompte est considérée comme constante, pour la raison qu'on a dite sur la

mauvaise qualité et l'inadéquate périodicité des valeurs de marché. Or, la chronique temporelle des taux d'intérêt implicites enregistrés aux moments où s'effectue une modification de l'escompte constitue par contre une série de valeurs aléatoires. De nombreuses valeurs de cette variable se sont manifestées sur le marché dans l'intervalle des dates d'enregistrement qui nous sont imposées par la variable exogène. Chacune des valeurs enregistrées au Tableau 3, sous la rubrique des taux implicites est donc l'expression d'une variable aléatoire qu'on signale ici au moyen de deux colonnes contiguës : la moyenne et l'écart-type de la distribution de toutes les valeurs existantes entre les deux dates considérées. Ces mesures ont été effectuées à partir de la série bi-hebdomadaire des taux de change¹¹.

- 36 Pour déclarer qu'un écart existe de façon significative entre un taux d'escompte et le taux d'intérêt implicite qui lui correspond (et donc que nous sommes en présence d'un défaut d'intégration), deux possibilités de mesure s'offraient de nouveau. Dans un autre article sur cette question, nous avons considéré qu'un écart minimal entre les taux du marché monétaire était requis pour que les banquiers décident de déplacer leurs capitaux d'une place à l'autre afin de profiter de cet écart¹². Et nous avons fixé forfaitairement à 1 % ce seuil de déclenchement des interventions sur le marché des changes. Il se peut toutefois que cette hypothèse d'équiprobabilité dans la sensibilité des opérateurs, indépendamment des situations conjoncturelles, introduise quelque biais dans le repérage des comportements d'arbitrage. Nous proposons donc ici une autre modalité de mesure de l'écart existant à chaque instant et sur chacune des places entre son propre taux de l'escompte et le taux des cambistes de l'autre place.
- 37 Au lieu d'un seuil de réaction mesuré sur la variable certaine (le taux d'escompte), on utilise maintenant la règle statistique des distributions de fréquences sur la variable aléatoire (le taux d'intérêt implicite). Supposant que cette variable se distribue selon une loi normale des probabilités (et l'absence de tendance de longue période nous y autorise), on sait par les tables de Gauss qu'il existe une densité de 66 % des valeurs considérées qui se situent autour de la moyenne à une distance maximale (au-dessus et au-dessous) d'un écart-type, et que 95 % des valeurs sont comprises dans la zone délimitée par deux de ces écarts-types. Utilisant cette règle, on déclarera donc que l'intégration est bonne si le taux de l'escompte se situe dans la zone des 66 % autour de la moyenne du taux des cambistes ; que l'intégration n'est que partielle quand le taux d'escompte se situe dans l'intervalle de distribution du taux des cambistes compris entre 66 et 95 % ; et qu'il existe une panne d'intégration à chaque fois que le taux de l'escompte sera distant de plus de deux écarts-types dans la distribution des valeurs du taux de l'intérêt implicite au cours de la séquence temporelle considérée.

Graphique 3. Moyenne de iL/eL, 1850-1873 [cliquer pour afficher]

Graphique 4. Moyenne de iP/eP, 1850-1873 [cliquer pour afficher]

Graphique 5. Indicateur d'intégration, 1833-1873. Londres et Paris [en .pdf, cliquer pour afficher]

- 38 À partir des années 1848 (pour la France) et 1850 (pour l'Angleterre), les biais météorologiques deviennent relativement moins dommageables et nous utiliserons telles quelles les séries du change¹³. Pour ce qui concerne le taux de change enregistré à Londres, les tableaux et graphiques concernant cette période sont donc établis sur la base du chiffre le plus élevé des deux cours inscrits à la cote dite imprimée. Compte

tenu de ce qui vient d'être dit à propos de la bascule des offres et des demandes sur le court et le long en fonction de la conjoncture, il eût peut-être été préférable de coupler selon les cas la valeur maximale de l'un (sur le marché demandeur) avec la minimale de l'autre (sur le marché offreur). Cela aurait cependant nécessité de faire des hypothèses sur les critères de repérage quantitatif des conjonctures que nous avons préféré éviter. Il faudra garder en mémoire l'éventualité que le taux implicite de l'intérêt parisien soit inférieur dans certaines occasions à celui qui est ici mesuré à partir des deux maxima : en l'espèce quand les Londoniens préfèrent ne pas acheter du franc long en raison du fort taux d'escompte à Paris.

- 39 Selon le Graphique 2, l'occurrence d'une supériorité des valeurs parisiennes par rapport aux valeurs londoniennes se produit au cours des années 1848-1852, 1858-1859, 1861-1862 et 1870-1873, mais à l'exception des années 1848, 1849 et 1870, les taux du marché parisien furent tendanciellement inférieurs aux taux officiels. Mieux vaut donc rester prudent sur la qualification des phases conjoncturelles.

2. Histoires L'intégration des marchés monétaires et cambiaires

- 40 Rappelons l'enjeu de la recherche. Il s'agit de comparer, d'une part le gain réalisé sur une place par l'achat d'une lettre longue et la vente d'une lettre courte (mesuré par le taux d'intérêt dans le change), d'autre part le coût sur l'autre place de l'escompte de la lettre longue (mesuré par le taux d'escompte sur cette place). Supposons en effet que $i_P > e_P$; un gain peut être obtenu en achetant à Londres une lettre longue en francs au taux $1 \text{ £} = \text{LPL}$, en l'envoyant à Paris pour la faire escompter au taux e_P et en rapatriant la somme obtenue par le change court au taux $1 \text{ £} = \text{LPC}$. Un arbitrage profitable existe symétriquement si $i_L > e_L$: on achète à Paris une lettre longue en £ au taux $1 \text{ £} = \text{PLL}$, on l'envoie à Londres pour la faire escompter au taux e_L , et on rapatrie la somme obtenue par le change court au taux $1 \text{ £} = \text{PLC}$. Les critères des mouvements de capitaux sont alors :

- exportation de capitaux de Londres, si : $i_P - e_P > 0$;
- importation de capitaux à Londres, si : $i_L - e_L > 0$.

- 41 L'intégration parfaite des marchés des changes court et long sur une place et du marché monétaire sur l'autre place exigerait l'égalité parfaite entre ces quatre variables. Du fait cependant que l'arbitrage sur les taux de l'escompte de marché ne peut être considéré en raison du manque d'informations, l'intégration qu'on étudie ici se limite au repérage d'un éventuel processus d'ajustement des taux de change court et long. On cherche donc à vérifier que le taux des cambistes tend à converger vers le taux officiel de l'escompte à chaque fois que celui-ci subit une variation, pour quelque raison que ce soit, ce que nous dénommons « choc monétaire ». L'écart de taux qui a déclenché l'arbitrage correspond à un gain attendu sur une semaine (trois jours de courrier pour aller chercher la prime et de nouveau trois jours pour la rapporter au pays), l'objectif des arbitragistes étant de répéter ce gain grâce à la rotation du capital entre les deux places tant que les opportunités favorables subsistent. L'intégration des deux marchés monétaires de Paris et de Londres sera déclarée d'autant plus forte que la disparition de cet écart sera rapide en chaque instant, et donc que son niveau moyen sera faible en longue période.
- 42 On notera que le test d'intégration concerne les seuls comportements d'arbitrage, à l'exclusion des anticipations que les opérateurs pouvaient faire sur la valeur future des variables considérées. C'est donc l'écart entre des valeurs existant au même moment sur la même marchandise qui est ici considéré à strictement parler. On aura noté aussi

que l'intégration en question se manifeste au moyen d'une double mesure et que le degré de l'intégration auquel on est parvenu à Paris peut ne pas être le même que celui que l'on constate à Londres. On remarque d'ailleurs historiquement que l'écart entre les deux taux fut parfois de sens inverse, provoquant donc à l'occasion des mouvements de capitaux qui se croisaient sur la Manche !

- 43 Le Tableau 2 fournit les valeurs moyennes du test d'intégration entre les marchés monétaires anglais et français pendant la période de 1833 à 1873. Ces valeurs (moyennes et écarts-types) sont établies à partir de 4 184 données pour chacune des variables, à raison de 104 données bi-hebdomadaires par an. Considérant l'arbitraire sur les mesures qui caractérise tout particulièrement le début de période, on fait figurer aussi, dans ce tableau, les valeurs caractéristiques qui lui correspondent. On constate alors que l'écart de taux est en moyenne très faible, qu'il soit mesuré à Londres ou à Paris. En termes de probabilité, la valeur nulle (0) est toujours comprise dans la distribution des fréquences de la variable d'écart ; l'intégration des deux marchés monétaires peut donc être déclarée très satisfaisante en moyenne, d'autant que la distribution statistique des valeurs d'écart est assez peu dispersée. Pour la période 1848-1873, l'intégration serait même parfaite sur la base de l'hypothèse que nous avons formulée pour mesurer le seuil de déclenchement des réactions d'arbitrage : en moyenne, l'écart de taux se situe en-dessous du standard de 1 %.

Tableau 2. Valeurs moyennes et écarts-types sur les marchés monétaires et cambiaux [en .pdf, cliquer pour afficher]

(en pourcentage pour les colonnes 1 à 6, en valeur absolue ensuite)

- 44 Dans ce tableau, on constate immédiatement que les arbitrages de change opérés à Londres s'ajustent en moyenne beaucoup mieux aux taux d'escompte parisiens que ne le font les arbitrages symétriques sur le marché de Paris. Et cela vaut aussi bien pour la période entière que pour chacune des deux séquences que nous avons construites pour la présente étude. Ce phénomène est visible aussi sur le Graphique 5 qui rend compte de l'évolution comparée date par date des deux degrés d'intégration sur la totalité de la période. On constate aussi cependant que la variable d'écart mesurée à Londres oscille beaucoup plus souvent autour de la valeur zéro qu'elle ne le fait quand l'écart se mesure à Paris. Cela introduit un biais dans le calcul de la valeur moyenne du degré d'intégration monétaire à Londres, puisque cette moyenne algébrique résulte d'un plus grand nombre de valeurs négatives. C'est la raison pour laquelle nous avons introduit deux colonnes supplémentaires au Tableau 2 pour exprimer l'écart moyen du taux cambial au taux d'escompte, calculé en valeur absolue, indépendamment du sens dans lequel il apparaît (l'écart-type de cette variable artificielle n'a pas de signification). L'écart devient en moyenne très semblable sur les deux places après cette manipulation en sorte que la question qui se pose sera de savoir pourquoi les arbitrages font bien osciller à Londres les variables de change autour du degré d'intégration parfaite alors que les mêmes arbitrages ne le font pas à Paris. Nous nous aiderons de la dernière colonne de ce tableau pour tenter de répondre à la question.
- 45 Au-delà de ces considérations moyennes, il nous faut décortiquer un peu les valeurs du Tableau 3 aux fins de repérer au cas par cas les défauts d'intégration manifestes (visuellement bien repérables sur le Graphique 5) et tenter d'éventuels commentaires. L'examen de ces cas fait apparaître une asymétrie spectaculaire entre ce qui se passe à Paris et ce qui se passe à Londres, manifestant une présence des comportements

d'arbitrage considérablement plus forte sur cette dernière place. Par rapport au taux de l'escompte parisien, un défaut total d'intégration monétaire n'apparaît qu'à huit occasions au cours de toute la période, et encore disparaît-il au cours de la semaine qui suit dans trois cas sur huit (tous les cas où il s'agit d'une supériorité de *iP* sur *eP*). Les cinq cas notables d'inégalité se concentrent sur 1861 et 1864, cumulant une quarantaine de cotations successives pour lesquelles il n'y a manifestement pas d'intégration monétaire sur la base du critère d'écart entre les deux taux *iP* et *eP* (dans tous ces cas, la valeur de ce dernier dépasse l'autre). Pour autant qu'on puisse lui accorder quelque crédit, le Graphique 2 des moyennes annuelles du taux de marché parisien indique précisément que son niveau serait inférieur d'au moins 1 % au taux officiel pour les deux années litigieuses. Ceci pourrait donc en partie expliquer cela.

- 46 Par rapport au taux de l'escompte londonien, un défaut total d'intégration se manifeste par contre 27 fois, cumulant plus de six cents cotations hors norme par rapport à l'égalité souhaitée entre *iL* et *eL*. En acceptant même d'éliminer du calcul les cas de déviation relatifs à la première période (1833-1848), dont on a dit toutes les difficultés de traitement, il reste encore près de trois cents cotations hors norme, distribuées sur 23 séquences. Seules trois d'entre elles se résolvent dans la semaine, laissant subsister une moyenne de vingt cotations successives (dix semaines) pour chaque séquence hors norme. À l'exception d'un seul cas (quinze jours en août 1861) c'est toujours d'une insuffisance de *iL* par rapport à *eL* dont il s'agit ; à l'occasion de ce cas atypique, on observe d'ailleurs des excès simultanés et de sens contraire à Londres et à Paris. Les défauts d'intégration les plus fréquents se situent dans les années 1864 et 1865 qui cumulent sept cas à elles deux, mais les plus spectaculaires appartiennent aux deux années suivantes avec des séquences sans intégration qui peuvent durer pendant quarante et cinquante valeurs successives. Nous allons tenter de fournir quelques éléments d'interprétation sur ce qui aurait pu se passer dans ces années 1865-1866 pour qu'une telle situation se produisît. Avant cela, il convient cependant de faire état d'une observation susceptible de corriger l'ensemble des résultats relatifs à la variable *iL*, au-delà même des considérations qui ont été faites sur la première période 1833-1848.
- 47 On a porté au Tableau 2 une dernière colonne qui rend compte des valeurs moyennes de l'écart entre les changes courts tels qu'ils sont cotés symétriquement sur chacune des deux places au même moment. Dans la période que l'on peut considérer comme homogène du point de vue des modalités de cotations à Londres et à Paris sur le marché du change court (à partir de 1848), un résultat massif se dégage des statistiques, et que l'on pourrait tenir pour l'expression d'un véritable fait stylisé de la période. Dans le change immédiat (à trois jours de courrier), on obtient très généralement à Londres contre une livre sterling davantage de francs qu'on ne donne de francs à Paris pour obtenir une livre. Chaque place serait-elle en mesure de valoriser davantage sa propre monnaie dans le change international ? Cela semble contradictoire avec les comportements d'arbitrage, car selon l'usage alternatif des traites ou des remises, le londonien qui a besoin de francs peut tout aussi bien les acheter chez lui qu'à Paris (avec les fonds d'un correspondant qu'il possède là-bas), pour ne rien dire ici de l'arbitrage multilatéral qui lui permet en fait d'acheter du franc partout où il est moins cher qu'à Londres.
- 48 Faudrait-il alors interpréter cette différence entre les deux taux de change courts comme une constante structurelle dont on pourrait ne pas tenir compte dans l'analyse de l'intégration ? La stricte égalité entre les taux de change réciproques qui sert

usuellement de critère pour apprécier l'intégration des marchés peut en effet se reformuler dans une équation plus générale où l'égalité ne survient qu'à un facteur constant près : $L_{Pc} = x L_{Pl}$. S'agissant ici d'analyser des séries chronologiques, on est d'abord tenté de faire subir à la constante structurelle le traitement que le statisticien applique à la tendance pour mieux observer les mouvements de courte période. Éliminer le biais structurel ne pourrait toutefois se faire sans une forte dose d'arbitraire, dans l'ignorance où l'on est ici des raisons institutionnelles qui lui sont sous-jacentes (imperfections de marché, coûts d'intermédiation...). Faudrait-il le déduire de L_{Pc} , l'ajouter à L_{Pl} , ou le distribuer entre les deux variables (et selon quelle clé de distribution) ? D'autre part, les caractéristiques statistiques de la variable d'écart entre les deux taux de change inspirent de sérieux doutes sur sa nature purement structurelle. Sa volatilité est forte, en effet, et la distribution des valeurs autour de la moyenne de période n'exclut pas même la probabilité d'une annulation de l'écart, voire son inversion dans les cas limites. Une telle observation plaiderait donc plutôt pour une interprétation conjoncturelle. Mais à quelles conditions celle-ci est-elle possible ? C'est ce que nous allons voir en étudiant les valeurs du Tableau 3 qui se rapportent aux années 1857 et 1865-1866, lesquelles sont connues dans l'histoire économique comme étant des périodes de crise grave en Angleterre.

- 49 Supposons une nouvelle fois que dans le contexte monétaire qui nous occupe ici l'indicateur de conjoncture soit le niveau comparé des taux de l'escompte dans les deux pays considérés. Et plaçons-nous dans le cas où le niveau du taux parisien est inférieur à celui du taux londonien ($e_P < e_L$). Cette situation est minoritaire en moyenne sur l'ensemble de la période 1848-1873, puisqu'elle ne représente que 35 % des occurrences pour 49 % de situations inverses (et 16 % de cas d'égalité), mais elle est caractéristique des périodes de crise. Notre question est alors la suivante. En réaction à un tel écart (conjoncturel) des taux d'escompte sur les deux places, les comportements sur les marchés des changes respectifs sont-ils en mesure de provoquer une dissymétrie entre les niveaux de L_{Pl} et L_{Pc} ? La réponse est en principe négative, et voici pourquoi.
- 50 Préférant obtenir de la liquidité à Paris plutôt qu'à Londres (e_P étant plus intéressant que e_L), les cambistes de cette dernière place demandent du franc en lettres longues pour les faire escompter en France. Sous l'effet de la concurrence, le cours L_{Pl} diminue tandis que celui de L_{Pc} augmente sur un marché délaissé par les demandeurs de francs courts (ce que nous dénommons la bascule). Symétriquement à Paris, les offres de francs courts s'intensifient de la part des correspondants que les Anglais possèdent sur cette place, ceux-ci étant désireux de rapatrier les liquidités nouvellement acquises. Cette forte demande de livres courtes en fait monter le prix en francs (L_{Pl}) et dégarrit relativement le nombre des opérateurs anglais sur la livre longue. Les Parisiens sont d'ailleurs incités à procéder de même dans tous les cas de figure : s'ils ont besoin de liquidité, ils ne vont pas la chercher à Londres par du change long ; s'ils doivent régler une dette à trois mois, ils attendent l'ultime instant pour payer en change court, et s'ils peuvent obtenir immédiatement des remises sur paiements anticipés, ils achètent encore de la livre courte. Selon l'expression que l'on trouve dans les gazettes de l'époque, il est dit que le marché du change long est alors « désactivé »¹⁴. Dans ces conditions, tout concourt donc à ce que sur Paris et sur Londres, les changes courts s'élèvent simultanément, de sorte que l'écart constaté entre les deux taux ne semble pas pouvoir s'expliquer par un effet conjoncturel. Et le même résultat se produit évidemment dans la situation symétrique où le niveau du taux de l'escompte londonien

est inférieur à celui de Paris : la tendance est à la baisse sur chacun des deux taux du change court.

- 51 Pour qu'à l'occasion de tels arbitrages (et toutes choses égales par ailleurs) le niveau moyen de L_P se retrouve supérieur à P_L , il faudrait donc que le jeu de bascule entre les deux échéances sur le marché des changes n'eût pas la même amplitude à Paris et à Londres. Ou bien les opérateurs se porteraient massivement sur le long à Paris quand le taux d'escompte est intéressant pour eux à Londres, sans qu'ils jugent bon de revenir aussitôt sur Paris avec du franc court. Le niveau du change court coté à Londres deviendrait ainsi plus élevé que celui de Paris parce que ce dernier baisse davantage. Ou bien ce sont au contraire les retours de Londres en change court qui ne seraient pas à la mesure des déplacements sur le change long provoqués à Londres par un taux d'escompte parisien intéressant. C'est parce que son niveau augmente davantage que le change court coté à Londres deviendrait cette fois plus élevé que celui de Paris. Pour tenter de démêler l'écheveau de ces situations, il nous faut décortiquer minutieusement les valeurs figurant au Tableau 3. Pour circonscrire l'analyse, nous allons prendre pour référence les deux phases de crise 1857 et 1865-1866 et passer en revue toutes les situations qui font apparaître un défaut d'intégration, au sens où nous l'avons défini par un taux d'escompte extérieur à l'espace de distribution que délimitent deux écarts-types autour de la moyenne du taux cambiaire. Les Graphiques 3, 4 et 5 reproduits précédemment seront les supports à la lecture des commentaires.

Les exemples des crises de 1857 et 1865-1866

- 52 Quels enseignements peut-on tirer à propos des arbitrages de l'année 1857 ?
- 53 L'évidence du caractère perturbé de cette année apparaît dans le nombre élevé des variations du taux de l'escompte. Chacun des deux pays procède à neuf modifications, au terme desquelles le taux parisien s'avère en moyenne supérieur de 0,5 % à celui qui prévaut à Londres au cours de cette année-là. Le processus commence avec une élévation du taux londonien le 3 avril et le premier constat porte sur l'absence de réaction de i_P à ce choc monétaire. L'écart entre les taux d'escompte paraît sans doute insuffisant pour inciter les Londoniens à venir chercher de la liquidité à Paris (ce qui eût fait baisser L_P et par contrecoup i_P). On constate aussi que l'absence de réaction des Parisiens à l'élévation de l'escompte londonien produit mécaniquement son effet sur la variable d'écart $e_L - i_L$. Alors que les deux taux étaient initialement à parité, l'écart prend des valeurs positives pendant une longue suite de cotations et il s'écoulera un mois avant que l'égalité ne se rétablisse, pour des raisons qu'il n'est pas possible d'imputer à des opérations d'arbitrage.
- 54 Le 26 juin, l'écart entre les deux taux d'escompte est de nouveau porté à 0,5 %, par suite d'un choc symétrique au précédent : c'est le taux parisien qui est abaissé. Les Londoniens réagissent cette fois à cet écart sans que l'on assiste toutefois à une véritable bascule, car la baisse de L_P laisse L_P inchangé. La baisse de la variable i_P qui en résulte est alors moindre que celle du taux d'escompte parisien qui l'avait occasionnée. Et la variable d'écart $e_P - i_P$ qui était initialement négative le devient davantage encore. Contrairement à ce qu'on serait en droit d'attendre, on ne constate pas cependant que les retours des placements londoniens fassent monter i_L . Du coup, le niveau de la variable d'écart $e_L - i_L$ de négatif qu'il était avant le choc se rapproche de la valeur nulle, alors qu'il devrait au contraire s'en éloigner. Manifestement, les retours de placements londoniens ne suffisent pas à opérer une bascule entre les deux marchés

de la place de Paris, où les locaux restent en change long malgré le coût de l'escompte plus élevé à Londres. C'est la Banque d'Angleterre qui prendra l'initiative d'annuler l'écart entre les taux d'escompte près de deux mois plus tard, sans que les arbitrages cambiaires aient à nouveau joué un bien grand rôle dans le rétablissement des parités.

- 55 Le 9 octobre, on revient à un écart de 0,5 %, par suite d'un accroissement du taux anglais. Au cours des dix jours qui suivent, chacune des deux banques élève par deux fois son taux de 1 % de façon pratiquement simultanée, l'écart restant donc finalement le même. On a pu parler à ce propos d'une véritable « guerre des taux » entre les deux établissements. À l'image de ce qui s'était déjà passé en début d'année, les Londoniens ne réagissent pas à ce nouveau choc. La variable d'écart $eP - iP$ qui était pratiquement égale à zéro ne prend pas la valeur positive qui aurait résulté d'un basculement sur le change long à Londres (faisant baisser iP). Et on n'enregistre pas davantage les effets de ce qu'auraient pu être des retours de Paris sur Londres : la variable d'écart $eL - iL$ qui était négative avant le choc ne le devient pas davantage, bien au contraire. Il est vraisemblable que l'attentisme prévaut chez les opérateurs devant la cascade d'ajustements réciproques des taux officiels. L'intégration des marchés par l'intermédiaire des arbitrages cambiaires se trouve de nouveau prise en défaut.
- 56 Au cours de la folle semaine du 6 au 13 novembre, la Banque d'Angleterre élève son taux à un niveau inégalé jusqu'alors (10 %), entraînant à sa suite la Banque de France. Pendant quelques jours toutefois, un écart se creuse entre les deux taux qui monte jusqu'à 2,5 %. Le basculement s'opère sur le change long à Londres, conformément aux attentes du théoricien, et la valeur initialement négative de l'écart $eP - iP$ tend vers zéro. En revanche, on ne peut constater d'effet symétrique sur la place de Paris, où la valeur de iL n'augmente pas autant que ne le fait le taux d'escompte londonien, de sorte que l'écart $eL - iL$ de négatif qu'il était devient alors positif jusqu'en décembre.
- 57 Le 27 novembre, Paris inaugure la sortie de crise, avec une baisse de son taux qui porte l'écart avec Londres à 1 %. Le marché londonien sur-réagit aussitôt faisant baisser le niveau de iP davantage que ne l'a fait celui de eP . De positif qu'il était, l'indicateur d'intégration $eP - iP$ devient négatif pendant plus de deux semaines. Et pour la première fois, l'effet de retour se produit bien sur le marché parisien où les opérateurs basculent majoritairement sur le change court. Le taux de l'intérêt dans le change à Paris (iL) s'accroît notablement pendant deux semaines sous l'effet combiné de l'élévation du change court et de la baisse du change long. Pour un taux d'escompte londonien resté inchangé, l'indicateur d'intégration, $eL - iL$ initialement négatif, s'éloigne un peu plus encore de sa valeur de parité, à l'image de ce qui se passe à Londres au même moment.
- 58 Le 29 décembre, Paris achève la séquence de décrue dans les taux d'escompte officiels, suscitant un écart de 3 % avec Londres pendant dix jours. Le marché londonien sur-réagit de nouveau à une telle opportunité, faisant baisser iP au-delà de la baisse du taux de l'escompte parisien et reproduisant le même effet de distorsion sur l'indicateur d'intégration. L'effet de retour est immédiat mais il ne dure pas plus d'une semaine. Pendant trois cotations, l'écart $eL - iL$ qui connaissait des valeurs positives ou nulles passe à des valeurs négatives en raison du basculement à Paris sur les lettres de change courtes. Les deux taux d'escompte retrouveront la parité au 15 janvier de l'année 1858.
- 59 Quels enseignements peut-on maintenant tirer des arbitrages effectués durant les années 1865-1866 ?
- 60 Il s'agit de deux années particulièrement critiques, du point de vue monétaire, puisque le taux officiel de l'escompte londonien ne connaît pas moins de trente modifications.

Le taux parisien est modifié treize fois pendant cette même période, son niveau restant toutefois continuellement inférieur ou égal au taux de Londres, avec un écart moyen qui atteint 3,5 %. Manifestement, il s'agit principalement d'une crise interne à l'Angleterre et si la Banque de France se trouve entraînée dans la tourmente, c'est en raison des effets nocifs que tend à produire sur ses réserves métalliques une trop forte dégradation du franc.

- 61 Du 29 septembre au 10 octobre 1865, la Banque d'Angleterre opère quatre relèvements successifs de son taux d'escompte qui le portent de 4 à 7 %, ce à quoi réagit la Banque de France qui élève le sien de 3 à 5 %. Cet écart de 2 % produit les effets d'arbitrage prévisibles à Londres, mais pas à Paris. L'écart entre eP et iP qui avait alors une valeur nulle prend aussitôt une valeur positive par suite du basculement du marché londonien sur le change long. La valeur de iP s'abaisse pendant quinze jours, puis de nouveau pendant une autre semaine après quelques cotations de sens contraire. Mais les retours vers Londres ne se produisent pas, soit que Paris apparaisse comme place-refuge, soit que les opérations mises en œuvre par les correspondants des Londoniens se trouvent noyées dans la masse des lettres émises par les opérateurs parisiens, lesquels restent en change long. On ne constate donc pas d'accroissement de iL , et pas de diminution consécutive de l'écart (alors positif) entre eL et iL .
- 62 Le 24 novembre, les deux banques abaissent chacune d'un point leur taux d'escompte, dont les niveaux respectifs deviennent donc 6 et 4 %. On assiste alors à un effet de niveau, car l'arbitrage cambiaire qui semblait s'épuiser est relancé alors même que l'écart entre les deux taux d'escompte reste identique à 2 %. Pendant une semaine, l'écart $eP - iP$ redevient positif par suite de l'achat à Londres de lettres longues sur Paris. Et on peut observer cette fois à Paris les manifestations de l'effet de retour sur Londres en change court. L'accroissement de iL à Paris fait diminuer le niveau de la variable d'écart $eL - iL$.
- 63 Le 29 décembre, la Banque d'Angleterre enclenche une nouvelle hausse de son taux, faisant passer l'écart avec la France à 3 % (et cet écart se maintient la semaine suivante suite à une hausse simultanée de 1 % dans les deux capitales). La réaction des cambistes londoniens se manifeste pendant plus d'un mois : jusqu'au début de février, la bascule sur le marché du franc long fait baisser iP , produisant un amoindrissement de l'écart (initialement négatif) entre eP et iP . L'inertie se manifeste par contre à Paris où les opérateurs ne se portent pas majoritairement sur le court. On constate en effet que l'écart (alors positif) entre eL et iL s'accroît au lieu de baisser ainsi qu'on devrait s'y attendre.
- 64 Le 16 février 1866, la Banque de France abaisse son taux d'un demi-point, faisant passer l'écart avec Londres à 3,5 %. La même réaction d'achats longs se manifeste à Londres sur le marché du change avec la France. La variable iP qui était supérieure à eP sur-réagit à la baisse de ce dernier, de sorte que l'écart $eP - iP$ devient positif pendant un mois, jusqu'au 16 mars. À cette date, l'écart entre les taux d'escompte est ramené à 2 %, et l'achat de lettres longues n'est plus jugé aussi intéressant que lorsque ce même différentiel était apparu à la fin de l'année précédente. Il en résulte que iP augmente plutôt que de baisser, tandis que, par symétrie, les préférences vont vers le change long à Paris, en dépit d'un coût supérieur de l'escompte à Londres : on y note une diminution de iL . Ces observations tendent à montrer qu'il convient de toujours replacer les chiffres dans leur contexte, et qu'il faut prendre en considération tant le niveau absolu

que la trajectoire de chacun des deux taux de l'escompte quand on veut juger des effets que peut produire un certain niveau de l'écart entre eux.

- 65 Du 4 au 15 mai, la Banque d'Angleterre opère en quatre fois une hausse spectaculaire de son taux d'escompte, en le portant de 6 à 10 %, ce qui accroît l'écart avec le taux français de 3,5 à 6 %. Contrairement à ce qui s'était passé en 1857, la Banque de France reste en effet insensible à cette tension sur le marché monétaire anglais. Les cambistes londoniens font d'abord preuve d'un certain attentisme privilégiant le change court pendant les dix jours que dure l'escalade. Quand le taux d'escompte de la Banque d'Angleterre se trouve stabilisé, par contre, le basculement sur le change long s'opère massivement et durablement. La baisse de i_P provoque pendant deux mois une réduction de l'écart entre e_P et i_P dont la valeur devient moins négative, voire même parfois positive. À Paris, symétriquement, i_L n'accompagne pas la hausse de e_P pendant que s'effectue l'escalade des taux de la Banque d'Angleterre, et sa hausse n'apparaît qu'une semaine après que le taux londonien se soit stabilisé. La valeur de l'écart $e_L - i_L$ qui était fortement positive se réduit pendant un bon mois.
- 66 Le 27 juillet, l'abaissement du taux de l'escompte de la Banque de France fait passer l'écart avec l'Angleterre au niveau vertigineux de 6,5 %. Une relance des achats de lettres longues se manifeste à Londres deux cotations après l'apparition de ce nouveau choc monétaire. La valeur (alors négative) de l'écart $e_P - i_P$ se trouve de nouveau réduite, ainsi que la valeur (alors positive) de l'écart $e_L - i_L$ à Paris, en raison des retours en livres courtes sur l'Angleterre. À ces niveaux de l'écart entre les deux taux, il paraît indubitable que des logiques d'arbitrage sont effectivement mises en œuvre.
- 67 De cette étude sur une douzaine de chocs monétaires, il semble que l'on puisse tirer l'enseignement que deux logiques différentes furent à l'œuvre concurremment dans le transfert de fonds par lettres de change. Une logique de placement qui se préoccupe d'abord du coût de la liquidité et qui intègre l'opération de retour dans le calcul initial des avantages que procure le change long par rapport au court. Une logique de paiement qui a par contre pour principale préoccupation d'améliorer les conditions de règlement des dettes commerciales, et dans laquelle la prise en compte simultanée des quatre marchés de change n'intervient pas au premier chef.
- 68 Or il apparaît dans notre étude de cas que la logique des paiements exerça longtemps une influence prépondérante sur le marché parisien des changes avec Londres, et que les opérateurs y restaient assez peu sensibles au différentiel de coûts dans l'escompte des lettres longues avec l'Angleterre. Une gestion rationnelle de la trésorerie semble ici avoir mis du temps à entrer dans les mœurs, les cambistes délaissant manifestement une logique de placements financiers sur des périodes aussi courtes (le change long ne constitue jamais qu'un report d'échéance de trois mois). Au terme de cette analyse, on pourrait donc formuler l'hypothèse suivante pour expliquer la supériorité du change court de Londres sur celui de Paris dans la relation réciproque entre ces deux places. Dans les situations conjoncturelles où le taux de l'escompte de Londres était inférieur à celui de Paris, l'inertie du marché parisien des changes laissait à peu près inchangé le différentiel entre le change court de chacune des deux places. Dans les situations où le taux de l'escompte parisien était au contraire inférieur à celui de la Banque d'Angleterre, la réaction des opérateurs londoniens faisait effectivement s'accroître la valeur du taux de change court localement (en raison d'une moindre demande de francs courts) alors que son symétrique à la cote de Paris ne le faisait que dans une mesure moindre, voire pas du tout. Même si cette conjoncture ne concerne qu'un tiers

des occurrences sur l'ensemble de la période que nous traitons ici, elle suffirait cependant à expliquer qu'en moyenne la valeur du taux de change court sur Paris dans sa cotation à Londres s'avère supérieure à la valeur de son symétrique coté à Paris.

- 69 Cette inégalité conjoncturelle entre les deux taux du change court que nous venons d'exposer est évidemment de nature à provoquer des effets perturbateurs sur le degré d'intégration des marchés monétaires appréhendé par l'écart entre le taux de l'escompte sur une place et le taux de l'intérêt dans le change de l'autre place.
- 70 Supposons une situation initiale où tous les taux soient égaux ($e_P = e_L = i_P = i_L$), et introduisons un choc monétaire à Londres, tel que le taux de l'escompte parisien devienne inférieur au taux londonien ($e_P < e_L$). Un mécanisme de marché doit provoquer aussitôt l'ajustement endogène de i_P , qui baisse en raison d'une bascule de la demande de francs à Londres sur des lettres longues. Mais cette situation n'est pas sans effet à Paris, où l'on se détourne du change long pour basculer sur le court et faire ainsi monter i_L . Pour autant que la hiérarchie entre les deux taux d'escompte résulte d'une élévation initiée par la Banque d'Angleterre, l'arbitrage sur i_L va dans le bon sens. Mais il n'en va pas de même dans le cas où cette nouvelle hiérarchie provient d'une diminution du taux parisien.
- 71 Pour lire les différents graphiques proposés ici dans une problématique d'arbitrage, il faut donc garder à l'esprit les deux principes suivants. Premièrement, tout choc monétaire d'origine administrée, et quelle qu'en soit la place d'origine, devrait déclencher des variations dans les taux de l'intérêt cambiaire (i_P et i_L) qui sont de sens opposé selon qu'on les observe sur une place ou sur l'autre. Deuxièmement, on ne peut rien dire d'aussi systématique pour ce qui regarde l'évolution comparée des deux taux d'intégration, chacun d'eux se définissant comme l'écart du taux cambiaire au taux administré ($e_P - i_P$, et $e_L - i_L$). Car le degré d'intégration n'est pas seulement fonction de la sensibilité des arbitragistes aux écarts de taux, il dépend aussi des caractéristiques propres au choc monétaire considéré : sa localisation (à Londres ou à Paris), son amplitude, sa direction (à la suite d'une hausse ou d'une baisse), et son éventuelle complexité (simultanéité ou non de variations sur les deux places, sans parler du taux des autres places potentiellement concurrentes).

BIBLIOGRAPHIE

BLOOMFIELD, Arthur I., *Short-Term Capital Movements under the Pre-1914 Gold Standard*, Princeton, Princeton Studies in International Finance, n° 11, 1963.

BOURGUIGNON, François & LEVY-LEBOYER, Maurice, *L'économie française au XIX^e siècle*, Paris, Economica, 1985.

BOYER-XAMBEU, Marie-Thérèse, DELEPLACE, Ghislain & GILLARD, Lucien, « À la recherche d'un âge d'or des marchés financiers : intégration et efficience au XVIII^e siècle », *Cahiers d'Économie Politique*, n° 20-21, 1992, pp. 33-65.

- « Régimes monétaires, points d'or et 'serpent bimétallique' de 1770 à 1870 », *Revue Économique*, vol. 45, n° 5, septembre 1994, pp. 1139-1174.
- *Bimétallisme, taux de change et prix de l'or et de l'argent (1717-1873)*, numéro spécial d'*Économies et Sociétés*, série AF, n° 19-20, juillet-août 1995.
- « 'Bimetallic Snake' and Monetary Regimes: The Stability of the Exchange Rate between London and Paris from 1796 to 1873 », in M.-C. MARCUZZO, L.H. OFFICER, A. ROSSELLI, (eds.), *Monetary Standards and Exchange Rates*, London, Routledge, 1997, pp. 106-149.
- « Interest Rate Parity and Bullion Points in the Double-Standard International Monetary System, 1833-1873 », Led-Epeh, miméo, 2001.
- DE CECCO, Marcello, « Short-Term Capital Movements under the Gold Standard », in Jorge BRAGA DE MACEDO, Barry EICHENGREEN & Jaime REIS, (eds.), *Currency Convertibility. The Gold Standard and Beyond*, London, Routledge, 1996, pp. 102-112.
- CHAPMAN, David, voir House of Commons, 1857.
- COULLET, Pierre-Jean & JUGLAR, Clément, (eds.), *Extraits des enquêtes parlementaires anglaises sur les questions de banques, de circulation monétaire et de crédit*, Paris, Furne, 1865.
- COURTOIS, Alphonse, *Traité des opérations de bourse et de change*, Paris, Garnier, 1875, 1892.
- DORNBUSCH, Rudiger & FRENKEL, Jacob A., « The Gold Standard and the Bank of England in the Crisis of 1847 », in Michael D. BORDO & Anna J. SCHWARTZ, (eds.), *A Retrospective on the Classical Gold Standard, 1821-1931*, Chicago, University of Chicago Press, 1984, pp. 233-264.
- EAGLY, Robert V. & SMITH, V. Kerry, « Domestic and International Integration of the London Money Market », *The Journal of Economic History*, 1976, n° 1, pp. 198-212.
- GILLE, Bertrand, *La banque et le crédit en France de 1815 à 1848*, Paris, PUF, 1959.
- GOSCHEN, George J., *The Theory of the Foreign Exchanges*, London, Effingham Wilson, Royal Exchange, 1861, 3^e ed., 1903.
- HAUPT, Oskar, *Traité pratique des opérations d'arbitrages*, Paris, Lacroix, 1872.
- HAWTREY, Ralph G., *A Century of Bank Rate*, London, Longmans, Green and Co., 1938, New York, Kelley Reprints, 1965.
- House of Commons, *Minutes of Evidence Taken before Select (Secret) Committee on Commercial Distress, British Parliamentary Papers*, vol. 8, parts 1 and 3, 1847-1848.
- House of Commons, *Evidence Taken before the Select Committee on the Bank Acts, British Parliamentary Papers*, vol. 10, part 1, session 2, 1857.
- JUGLAR, Clément, *Des crises commerciales et de leur retour périodique en France, en Angleterre et aux États-Unis*, Paris, Guillaumin, 1860, 1889.
- KING, William T.-C., *History of the London Discount Market*, London, Routledge, 1936.
- LAVELAYE, Edmond, *Le marché monétaire et ses crises depuis cinquante ans*, Paris, Guillaumin, 1865.
- MCLEOD, Henry Dunnig, *The theory and practice of banking*, 2 vols, 1856.
- OFFICER, Lawrence H., *Between the Dollar-Sterling Gold Points. Exchange Rates, Parity, and Market Behavior*, Cambridge, Cambridge University Press, 1996.
- ROULLEAU, Gaston, *Les règlements des effets de commerce en France et à l'étranger*, Paris, Debreuil, 1914.

- SEYD, Ernest, *Bullion and Foreign Exchanges, Theoretically and Practically Considered*, London, Effingham Wilson, Royal Exchange, 1858.
- THOMSON, William, *Dictionary of Banking*, London, Pitman, 1919.
- THUILLIER, Guy, « Spéculations sur l'or et l'argent en 1857 », *Annales E.S.C.*, n° 4, juillet 1962, pp. 722-731.
- WILLIAMS, Taliesin T., « The Rate of Discount and the Price of Consols », *Journal of the Royal Statistical Society*, n° 75, March 1912, pp. 380-400.
- WOOD, Elmer, *English Theories of Central Banking Control, 1819-1858*, Cambridge (Mass.), Harvard University Press, 1939.

ANNEXES

Annexe 1

Tableau 3. Chronique des taux d'intérêt à court terme [en .pdf, cliquer pour afficher]

Les chiffres en gras indiquent les changements dans le niveau du taux d'escompte décidés par la Banque d'Angleterre (*eL*) ou la Banque de France (*eP*).

Sources. *eL* : W. THOMSON, 1919, pp. 63-65 ; *eL** : D. CHAPMAN, 1857, p. 464 ; *eP* : série construite à partir de données éparées dans A. COURTOIS, 1875 et R.G. HAWTREY, 1938 ; *cP** : F. BOURGUIGNON & M. LEVY-LEBOYER, 1985, pp. 338-342.

NOTES

1. Seyd indique en 1868 que sur les marchés des changes « le taux de change à trois mois est encore considéré comme le taux habituel » (SEYD, E., 1868, p. 438).
2. Bien qu'il ne s'agisse pas de taux administrés par une autorité publique, nous convenons désormais de qualifier d'officiels les taux d'escompte des deux banques en question.
3. BOYER-XAMBEU, M.-T., DELEPLACE, G. & GILLARD, L., 1995.
4. BOYER-XAMBEU, M.-T., DELEPLACE, G. & GILLARD, L., 1995, p. 113, graphique 60 bis.
5. Cf. O. HAUPT, 1872, p. 19 ; G. ROULLEAU, 1914, p. 119.
6. Cf. D. CHAPMAN, in *House of Commons*, 1857, p. 464 ; E. WOOD, 1939, pp. 92-93 et 134-137, pour les graphiques. L.-H. OFFICER, 1996, pp. 70-71, reprend ces données sur une base trimestrielle et les étend à l'aide d'autres sources jusqu'à la fin de 1858. Pour la période suivante, on ne dispose plus que des moyennes annuelles fournies par T.-T. WILLIAMS, 1912, p. 382. Nous remercions Joël Felix, professeur à l'*Université de Reading*, d'avoir collationné pour nous à la *British Library* les données de la série Chapman.
7. BOURGUIGNON, F. & LEVY-LEBOYER, M., 1985, pp. 338-342. Cette série est censée provenir d'une source Banque de France qu'il nous a été impossible de vérifier.
8. BOYER-XAMBEU, M.-T., DELEPLACE, G. & GILLARD, L., 1995.
9. Les manuels de change (cf. par exemple A. COURTOIS, 1875 ; O. HAUPT, 1872) indiquent comment calculer le prix d'une lettre de gré à gré à maturité donnée, à partir des cotations affichées pour des lettres d'échéance standard. Ce type de calcul était donc

courant, mais il est difficile aujourd'hui de savoir comment les facteurs conjoncturels ou de clientèle influaient sur lui.

10. BOYER-XAMBEU, M.-T., DELEPLACE, G. & GILLARD, L., 1995.

11. BOYER-XAMBEU, M.-T., DELEPLACE, G. & GILLARD, L., 1995.

12. BOYER-XAMBEU, M.-T., DELEPLACE, G. & GILLARD, L., 2001.

13. BOYER-XAMBEU, M.-T., DELEPLACE, G. & GILLARD, L., 1995.

14. Bulletin financier du « Constitutionnel », 28/08/1866.

RÉSUMÉS

On repère ici le degré d'intégration entre deux marchés monétaires en comparant un ensemble de quatre taux d'intérêt, dont deux sont issus des marchés du change envisagé comme support de placement de capitaux à court terme. Les valeurs de ces taux à Londres et à Paris, que nous avons collectées sur la période 1833-1873, autorisent un diagnostic globalement très satisfaisant. Pour autant l'intégration n'est pas totale et l'on s'interroge ici sur son imperfection relative. On montre d'abord que certains défauts d'intégration se résorbent dans des considérations métrologiques permettant de traiter l'ambiguïté sur les données statistiques censées représenter les marchés monétaires. Pour le défaut résiduel d'intégration qui subsiste, on montre qu'il peut s'interpréter par une moindre sensibilité des arbitrages de taux sur le marché parisien.

Integration of Money Markets in 19th Century. Places of Paris and London (1833-1873).

The article evaluates the degree of integration of two money markets by comparing four interest rates, two of them being calculated in foreign exchange markets where short-term capital is invested. We compute the values of these rates for London and Paris from 1833 to 1873, and conclude in a convincing integration. However, it is not complete and we question its relative imperfection. Firstly, we show that part of the lack of integration may be explained by the ambiguities of the statistical data capturing the money markets; this may be corrected by a metrological treatment. The residual part is interpreted as the effect of a lesser sensitivity of interest arbitrages in the Paris market.

INDEX

Mots-clés : monnaie, séries temporelles, finance

Index chronologique : XIXe siècle

Index géographique : France, Îles britanniques, Paris

AUTEURS

MARIE-THÉRÈSE BOYER-XAMBEU

Université de Paris-VII, LED-EPEH

GHISLAIN DELEPLACE

Université de Paris-VIII, LED-EPEH

LUCIEN GILLARD

CNRS, Université de Paris-VIII, LED-EPEH