



**Groupement de Recherches Economiques
et Sociales**

<http://www.gres-so.org>

**IFReDE
&
LEREPS**

Université Montesquieu-Bordeaux 4

Université des Sciences Sociales Toulouse 1

Cahiers du GRES

Les indicateurs d'intégration financière internationale : un faisceau de mesures convergent

Bertrand BLANCHETON

*CMHE,
IFReDE – GRES*

bertrand.blancheton@u-bordeaux4.fr

Samuel MAVEYRAUD-TRICOIRE

samuel.maveyraud@u-bordeaux4.fr

Université Montesquieu-Bordeaux IV
Avenue Léon Duguit
33608 Pessac Cedex

Cahier n° 2006 - 13

Avril 2006

**Les indicateurs d'intégration financière internationale :
un faisceau de mesures convergent**

Résumé

Cette contribution analyse la robustesse des principaux indicateurs de l'intégration financière internationale. Pour chacun d'eux, la signification et les limites sont dégagées. Les travaux empiriques font apparaître une trajectoire historique convergente de l'intégration financière internationale. La période récente est caractérisée par un degré d'intégration très élevé, sans précédent historique.

Mots-clé : intégration, marché des capitaux, histoire financière

**The indicators of international financial integration:
A set of convergent measures**

Abstract

In this article, we propose to evaluate the robustness of the main indicators of international financial integration by indicating their principal results as well as their limits. Empirical studies, whatever the indicator of integration which is chosen, conclude that the recent period is characterized by a very deep integration of capital markets, without any historical equivalence.

Keywords: Integration, capital market, financial history

JEL : F02, F21

Introduction

L'objectif de cette contribution est d'analyser la portée des indicateurs de l'intégration financière internationale. De toutes les dimensions de la mondialisation, l'ouverture financière est la plus polémique et il est important de cerner l'intensité de ce phénomène. Si la mobilité internationale des capitaux est un facteur de fluidification de la croissance mondiale à travers une meilleure allocation des flux d'épargne et d'investissement à l'échelle planétaire, une amélioration de la liquidité des marchés financiers ou encore une baisse des taux d'intérêt elle constitue, a contrario, un puissant facteur d'instabilité. Instabilité financière du fait notamment de désengagements rapides d'opérateurs réactifs qui sont capables de quitter quasi instantanément une place boursière (comme en Thaïlande en 1997). Instabilité des cours de change du fait de la profondeur des marchés (voir l'évolution du cours euro dollar entre 1999-2005). Instabilité de l'activité économique car la mobilité des capitaux est associée à une réduction des marges de manœuvre en matière de politiques monétaire et de change, voire de politique budgétaire (triangle des incompatibilités). Instabilité au sein des entreprises enfin lorsque les actionnaires sont capables d'imposer la recherche d'une rentabilité à court terme qui passe par une réorganisation du travail ou un plan de licenciement. Ces ultimes arguments conduisent les mouvements altermondialistes à exiger aujourd'hui un freinage des mouvements de capitaux en introduisant une taxation (taxe Tobin réclamé par ATTAC).

Mais, si tant est que des solutions visant à entraver les mouvements de capitaux puissent être mises en œuvre pour réduire cette instabilité, encore faut-il pouvoir réellement mesurer le degré d'intégration financière internationale. La mobilité internationale des capitaux n'est en effet pas une réalité facile à cerner. Trois questions permettent néanmoins d'appréhender le phénomène. Les capitaux sont-ils autorisés à changer d'espace national ? Les capitaux bougent-ils effectivement ? Les mouvements sont-ils assez importants et rapides pour arbitrer des écarts de rendements ?

Les capitaux sont-ils autorisés à bouger ?

La réponse à cette question passe par une approche institutionnelle des contrôles de capitaux. Les contrôles désignent toutes les distorsions portant sur le passage d'une monnaie à l'autre, le déplacement de capitaux d'un espace économique national vers un autre.

Deux niveaux de contrôle des mouvements de capitaux peuvent être distingués, les uns qualifiés de directs, les autres d'indirects.

Les contrôles directs sont par nature transparents, ils prennent la forme de taxes qui sont le plus souvent proportionnelles aux montants transférés ou de plafonnement des montants autorisés. A travers ces contrôles les responsables cherchent à influencer la « transférabilité » des fonds à l'entrée ou à la sortie : ainsi le contrôle des changes plafonne souvent les montants de devises dont un opérateur national peut disposer pour sortir du territoire.

Les contrôles indirects sont plus opaques. Ils peuvent être constitués par des règles prudentielles comme la définition de seuil à ne pas dépasser pour les capitaux étrangers dans les entreprises nationales ou comme l'absence de règles juridiques sur le paiement des dettes étrangères.

Les capitaux bougent-ils ?

L'intégration financière internationale, en permettant la diversification internationale des capitaux, doit en principe s'accompagner d'une hausse des flux de capitaux. Elle offre en effet des bénéfices importants en diminuant les risques et/ou en augmentant les rendements du portefeuille des investisseurs. En effet, ne placer ses fonds que sur le marché national implique une sensibilité parfaite du portefeuille de l'investisseur à un choc affectant la nation considérée. En revanche, si l'investisseur place son épargne sur plusieurs marchés (de nationalités différentes), alors, à condition que les marchés soient peu corrélés entre eux, un choc affectant un pays aura une incidence plus modérée sur son portefeuille (c'est-à-dire à hauteur de la part de ses actifs placés dans ce pays). Ainsi, même lorsque les rendements sont identiques, le risque encouru est moins grand lorsque l'investisseur diversifie ses placements que lorsqu'il place ses capitaux sur le marché national.

Les mouvements sont-ils assez importants et rapides pour arbitrer des écarts de rendements ?

Au stade le plus avancé de l'intégration financière internationale les opérateurs devraient être capables de parfaitement arbitrer les écarts de rendement entre actifs substituables. Sur cette base l'intégration financière internationale peut se définir comme un processus de rapprochement des marchés nationaux et/ou régionaux qui se traduit par une égalisation du prix des actifs et par un mouvement accentué des capitaux.

A partir de ce constat liminaire sur la nature de l'intégration financière, trois lectures du phénomène, davantage complémentaires que substituables, peuvent être mises en avant : l'approche par les flux internationaux de capitaux, l'approche par les prix et une approche « synthétique » combinant ces dernières. Chacune d'elle peut être associée à un ou plusieurs indicateurs d'intégration : approche par le stock de capitaux détenus à l'étranger, approche par les soldes courants, parité des taux d'intérêt couverte (PTIC) et étude de la corrélation entre l'épargne nationale et l'investissement national (approche dite « à la Feldstein et Horioka ») sont au centre de l'analyse.

Nous proposons d'évaluer la robustesse de ces indicateurs et de mettre en perspective la trajectoire historique de l'intégration financière internationale à laquelle ils conduisent.

1. Les approches par les flux internationaux de capitaux

Cette section s'intéresse aux flux de capitaux en tant que mesure de l'intégration financière. L'idée est la suivante : un accroissement des flux de capitaux révélerait, toutes choses égales par ailleurs, un degré plus élevé de mobilité des capitaux.

Les indicateurs de ce type sont en réalité potentiellement nombreux. L'évolution du simple montant des opérations de changes au plan mondial est souvent retenue pour frapper les esprits (chiffres ci-dessous). Sur la période récente l'envolée du montant des opérations de change (comptant, terme, swaps) constitue en effet un indice présomptif de mobilité accrue des capitaux. Mais les limites de cet indicateur apparaissent immédiatement, il est sensible à la redéfinition des « espaces monétaires » via la mise en place de monnaie unique à l'échelle régionale. La baisse de 19% du montant des opérations intervenue en 2001 par rapport à 1998 ne révèle pas une réduction du degré d'intégration financière, elle s'explique très simplement par la fin des opérations de change résultant du passage à l'euro.

.1979.	117 milliards de \$ par jour
.1989.	590 milliards de \$ par jour
.1998.	1490 milliards de \$ par jour
.2001.	1210 milliards de dollars par jour
.2004.	1880 milliards de dollars par jour

En pratique, deux approches quantitatives sont néanmoins retenues pour appréhender la dynamique de l'intégration financière : le niveau des stocks de capitaux étrangers, et l'évolution du solde du compte des transactions courantes.

1.1. L'approche par les stocks de capitaux étrangers

La somme des actifs financiers détenus par des nationaux à l'étranger constitue un indicateur assez intuitif de mobilité des capitaux. Lénine (1916) appuyait déjà ses analyses de l'impérialisme des puissances coloniales sur ce type de données qui quantifie effectivement des mouvements de capitaux dont l'influence réelle est grande puisqu'il génère ensuite des flux commerciaux ou d'autres flux de capitaux.

Obstfeld et Taylor (2004, p.52-53) reconstituent sur la longue période (1825-2000) la valeur en milliards de dollars des actifs financiers détenus à l'étranger et de la production pour les principales nations et régions (tableau 1 et graphique 1). Les données montrent que la période 1820-1855 est caractérisée par une faible mobilité des capitaux. Le risque pays et des contraintes techniques annihilent les mouvements internationaux de capitaux. Par la suite sous l'impulsion de l'Angleterre (véritable banquier du monde fin XIXème) et des autres puissances européennes les actifs financiers détenus à l'étranger deviennent plus substantiels.

Le repli autarcique des années 1930 s'exprime à travers une baisse de la valeur relative de ces actifs et suggère l'idée d'une faible mobilité des capitaux sur la période. Au sein du régime de Bretton Woods (1944-1971), les contrôles étroits des systèmes financiers nationaux ne favorisent pas les flux de capitaux à l'étranger. La libéralisation progressive des marchés et la levée, elle aussi progressive, des contrôles directs et indirects ouvrent la voie à partir de la fin des années 1960 à une véritable envolée des actifs détenus à l'étranger comme le montrent le tableau 1 et le graphique 1 empruntés à Obstfeld et Taylor (2004). L'intégration financière contemporaine paraît sans commune mesure avec le passé.

Le graphique 1 montre que la dette (les engagements) des pays en voie de développement baisse depuis les années 1960 suggérant ainsi que les mouvements de capitaux sont « une affaire » de pays avancés.

Tableau 1 : Stocks de capitaux étrangers (en milliards de dollars courants)

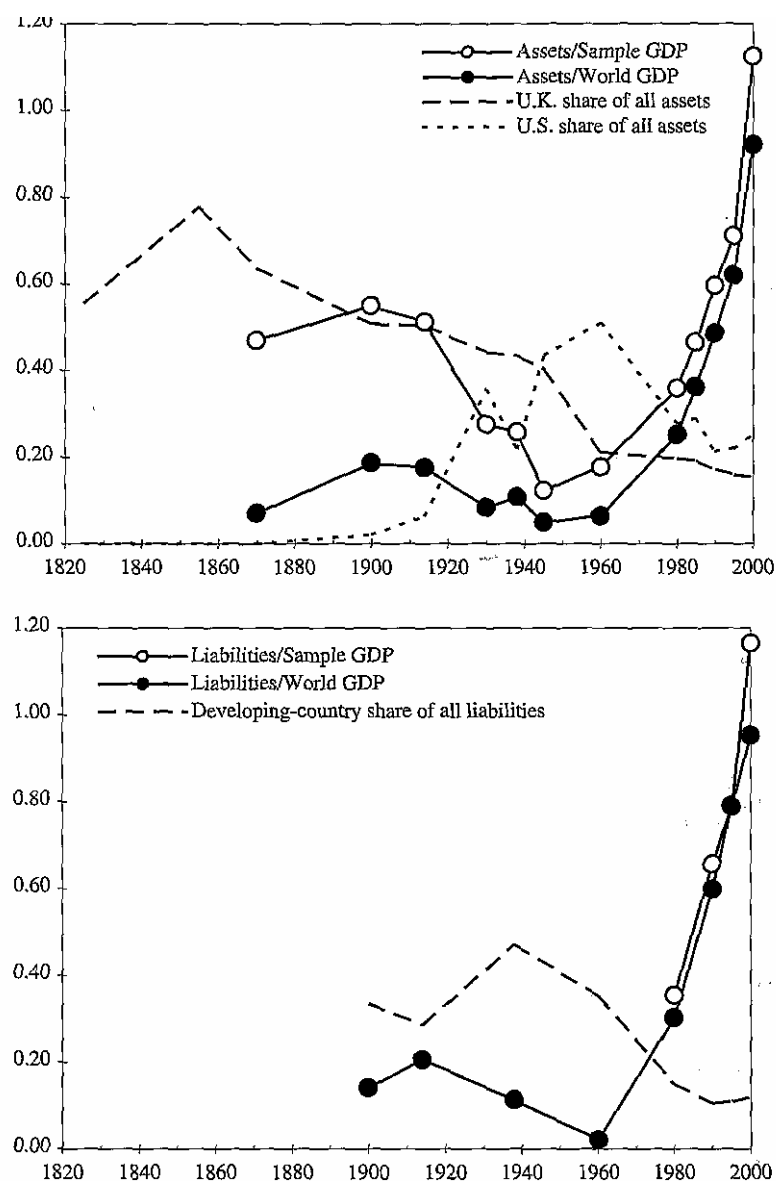
Gross foreign investment, current U.S. \$ billion								
	1825	1855	1870	1900	1914	1930	1938	1945
Assets								
United Kingdom	0.5 ^a	0.7 ^a	4.9 ^a	12.1 ^a	19.5 ^a	18.2 ^a	22.9 ^c	14.2 ^a
France	0.1 ^a	—	2.5 ^a	5.2 ^a	8.6 ^a	3.5 ^a	3.9 ^c	—
Germany	—	—	—	4.8 ^a	6.7 ^a	1.1 ^a	0.7 ^c	—
Netherlands	0.3 ^a	0.2 ^a	0.3 ^a	1.1 ^a	1.2 ^a	2.3 ^a	4.8 ^c	3.7 ^a
United States	0.0 ^a	0.0 ^a	0.0 ^a	0.5 ^a	2.5 ^a	14.7 ^a	11.5 ^c	15.3 ^a
Canada	—	—	—	0.1 ^a	0.2 ^a	1.3 ^a	1.9 ^c	—
Japan	—	—	—	—	—	—	1.2 ^c	—
Other Europe	—	—	—	—	—	—	4.6 ^c	—
Other	—	—	—	—	—	—	6.0 ^c	2.0 ^a
All	0.9 ^a	0.9 ^a	7.7 ^a	23.8 ^a	38.7 ^a	41.1 ^a	52.8 ^c	35.2 ^a
World GDP	—	—	111 ^b	128 ^b	221 ^b	491 ^b	491 ^b	722 ^b
Sample GDP	—	—	16 ^f	43 ^f	76 ^f	149 ^f	182 ^f	273 ^f
Sample size	—	—	4 ^f	7 ^f	7 ^f	7 ^f	7 ^f	7 ^f
Assets/sample GDP	—	—	0.47	0.55	0.51	0.28	0.26	0.12
Assets/world GDP	—	—	0.07	0.19	0.18	0.08	0.11	0.05
U.K./all	0.56	0.78	0.64	0.51	0.50	0.44	0.43	0.40
U.S./all	0.00	0.00	0.00	0.02	0.06	0.36	0.22	0.43
Liabilities								
Europe	—	—	—	5.4 ^a	12.0 ^a	—	10.3 ^a	—
North America	—	—	—	2.6 ^a	11.1 ^a	—	13.7 ^a	—
Australia & N.Z.	—	—	—	1.6 ^a	2.0 ^a	—	4.5 ^a	—
Japan	—	—	—	0.1 ^a	1.0 ^a	—	0.6 ^a	—
Latin America	—	—	—	2.9 ^g	8.9 ^g	—	11.3 ^g	—
Asia (excl. Japan)	—	—	—	2.4 ^g	6.8 ^g	—	10.6 ^g	—
Africa	—	—	—	3.0 ^g	4.1 ^g	—	4.0 ^g	—
Developing countries	—	—	—	6.0 ^g	13.0 ^g	—	25.9 ^g	—
All	—	—	—	18.0 ^a	45.5 ^a	—	55.0 ^a	—
World GDP	—	—	111 ^b	128 ^b	221 ^b	491 ^b	491 ^b	722 ^b
Sample GDP	—	—	—	—	—	—	—	—
Sample size	—	—	—	—	—	—	—	—
Liabilities/sample GDP	—	—	—	—	—	—	—	—
Liabilities/world GDP	—	—	—	0.14	0.21	—	0.11	—
Developing countries/all	—	—	—	0.33	0.29	—	0.47	—

Stocks de capitaux étrangers (en milliards de dollars courants) (Suite)

Gross foreign investment, current U.S. \$ billion						
	1960	1980	1985	1990	1995	2000
Assets						
United Kingdom	26.4 ^a	551 ^d	857 ^d	1,760 ^d	2,490 ^d	4,450 ^d
France	—	268 ^d	428 ^d	736 ^d	1,100 ^d	2,430 ^d
Germany	1.2 ^a	257 ^d	342 ^d	1,100 ^d	1,670 ^d	2,600 ^d
Netherlands	27.6 ^a	99 ^d	178 ^d	418 ^d	712 ^d	1,140 ^d
United States	63.6 ^a	775 ^d	1,300 ^d	2,180 ^d	3,350 ^d	7,350 ^d
Canada	—	92 ^d	129 ^d	227 ^d	302 ^d	546 ^d
Japan	—	160 ^d	437 ^d	1,860 ^d	2,720 ^d	2,970 ^d
Other Europe	—	503 ^d	715 ^d	1,777 ^d	2,855 ^d	4,999 ^d
Other	5.9 ^a	94 ^d	123 ^d	214 ^d	337 ^d	2,499 ^d
All	124.7 ^a	2,800 ^d	4,508 ^d	10,272 ^d	15,536 ^d	28,984 ^d
World GDP	1,942 ^b	11,118 ^e	12,455 ^e	21,141 ^e	25,110 ^e	31,499 ^e
Sample GDP	671 ^f	7,806 ^d	9,705 ^d	17,250 ^d	21,956 ^d	25,785 ^d
Sample size	7 ^f	26 ^d	26 ^d	26 ^d	26 ^d	63 ^d
Assets/sample GDP	0.18	0.36	0.46	0.60	0.71	1.12
Assets/world GDP	0.06	0.25	0.36	0.49	0.62	0.92
U.K./all	0.21	0.20	0.19	0.17	0.16	0.15
U.S./all	0.51	0.28	0.29	0.21	0.22	0.25
Liabilities						
Europe	7.6 ^a	1,457 ^d	2,248 ^d	5,406 ^d	8,592 ^d	14,509 ^d
North America	12.5 ^a	684 ^d	1,412 ^d	2,830 ^d	4,681 ^d	9,611 ^d
Australia & N.Z.	2.2 ^a	71 ^d	118 ^d	216 ^d	318 ^d	494 ^d
Japan	0.3 ^a	147 ^d	307 ^d	1,530 ^d	1,970 ^d	1,810 ^d
Latin America	9.2 ^a	250 ^g	—	505 ^g	768 ^g	490 ^d
Asia (excl. Japan)	2.7 ^a	129 ^g	—	524 ^g	960 ^g	132 ^d
Africa	2.2 ^a	124 ^g	—	306 ^g	353 ^g	155 ^d
Developing countries	14.1 ^a	506 ^g	—	1,338 ^g	2,086 ^g	3,595 ^d
All	39.9 ^a	3,368 ^{d g}	—	12,655 ^{d g}	19,728 ^{d g}	30,020 ^d
World GDP	1,942 ^b	11,118 ^e	12,455 ^e	21,141 ^e	25,110 ^e	31,499 ^e
Sample GDP	—	9,508 ^d	—	19,294 ^d	25,043 ^d	25,785 ^d
Sample size	—	65 ^{d g}	—	65 ^{d g}	65 ^{d g}	63 ^d
Liabilities/sample GDP	—	0.35	—	0.66	0.79	1.16
Liabilities/world GDP	0.02	0.30	—	0.60	0.79	0.95
Developing countries/all	0.35	0.15	—	0.11	0.11	0.12

Notes and Sources: Units for foreign investment and GDP are billions of current U.S. dollars. ^aFrom Woodruff (1967, 150–9). ^bFrom Maddison (1995); sample of 199 countries; 1990 U.S. dollars converted to current dollars using U.S. GDP deflator; some interpolation. ^cFrom Lewis (1945, 292–7). ^dFrom IMF, *International Financial Statistics*, various years; 1980–95 sample of 26 countries, fixed sample, trend interpolation on missing data; 2000 sample of 63 countries. ^eFrom World Bank, *World Development Indicators*, various years. ^fExcludes “Other Europe” and “Other”; GDP data from appendix. ^gFrom Twomey (1998; unpublished worksheets).

Graphique 1 : Stock de capitaux étrangers en pourcentage du PIB et part du Royaume-Uni et des Etats-Unis dans le total des actifs financiers



Cette approche par les actifs financiers détenus à l'étranger peut recevoir plusieurs critiques. Il convient d'abord de ne pas être victime de l'illusion monétaire. Au XIX^{ème} siècle, les prix peuvent être considérés comme stables et la progression de ces stocks a une certaine signification du point de vue de la mobilité des capitaux qui manifestement s'intensifie. Par contre pour le XX^{ème} siècle, compte tenu de l'intensité de l'instabilité monétaire, il importe de rapporter ces valeurs aux produits globaux nationaux (graphique 1). Par ailleurs, les données d'investissement sont peu disponibles en comparaison avec celles de production (essentiellement au XIX^{ème} siècle) : si l'on considère la production de tous les pays (y compris ceux pour lesquels les données d'investissement n'existent pas), alors le ratio qui prévaut réellement entre les actifs étrangers et le PIB est sous-estimé. Si pour pallier ce problème, on ne prend en compte que les données de production et d'investissement disponibles, alors le ratio actifs étrangers sur PIB est surévalué car les données disponibles ne

concernent que les principaux acteurs, c'est-à-dire ceux qui détiennent le plus d'actifs étrangers.

1.2. L'approche par les soldes courants

Par construction la balance des paiements est en équilibre, le solde des capitaux compensant celui des échanges courants. Si un pays accumule des déficits courants (avec une épargne des ménages voisine de zéro pour simplifier) il lui faut alors s'endetter auprès d'opérateurs étrangers pour financer ce déficit courant, c'est-à-dire pour assurer la continuité des paiements internationaux.

L'endettement peut être considéré comme d'autant plus aisé que les capitaux seront mobiles au plan international. La mobilité des capitaux permettrait de relâcher la contrainte de soutenabilité des déficits courants. En ce sens la somme des surplus et des déficits des comptes courants (indicateur scc_t , ci-dessous) peut constituer un révélateur de cette mobilité (tableau 2 emprunté à Obstfeld et Taylor (2004)).

$$scc_t = \frac{\sum_{i=1}^{i=n} |SC_{i,t}|}{\sum_{i=1}^{i=n} Y_{i,t}}$$

Où $SC_{i,t}$ est le solde courant du pays i à la période t et $Y_{i,t}$ le PIB du pays i à la période t .

Selon cette méthode, le degré actuel d'intégration financière semble plus élevé qu'entre 1947 et 1973 et qu'entre 1974 et 1989 mais significativement moins élevé qu'en régime d'étalon-or classique. Lorsque l'on considère la totalité des pays (colonne *All* du tableau 2), la valeur absolue moyenne du solde du compte des transactions courantes est équivalente à 2,6% du PIB entre 1989 et 2000 contre respectivement 4% et 3,7% respectivement entre 1870-1889 et 1890-1913.

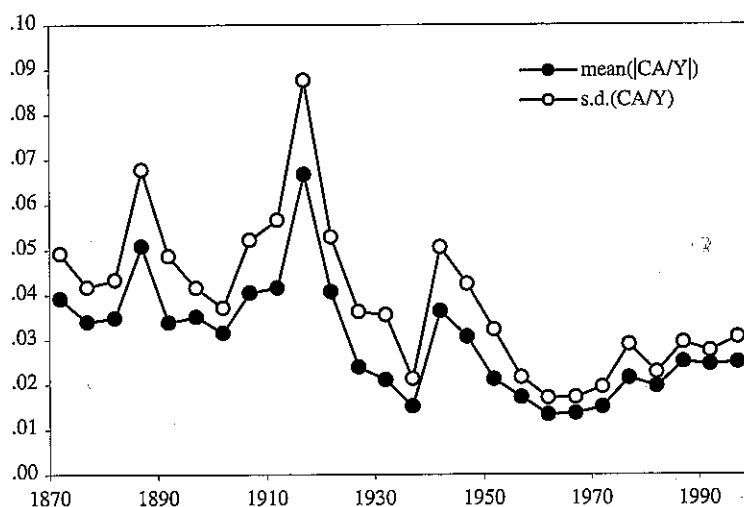
Tableau 2. : Solde du compte des transactions courantes (en valeur absolue)
en proportion du PIB

Mean absolute value								
	ARG	AUS	CAN	DNK	FIN	FRA	DEU	ITA
1870-1889	.187	.097	.072	.018	.062	.029	.019	.012
1890-1913	.062	.063	.076	.027	.059	.023	.014	.019
1914-1918	.027	.076	.035	.054	.142	.031	—	.117
1919-1926	.049	.088	.023	.012	.039	.117	.022	.043
1927-1931	.037	.128	.036	.007	.029	.037	.018	.015
1932-1939	.016	.037	.016	.008	.029	.025	.004	.007
1940-1946	.048	.071	.065	.024	.069	.018	—	.034
1947-1959	.031	.034	.023	.014	.014	.015	.020	.014
1960-1973	.010	.023	.012	.019	.017	.006	.010	.021
1974-1989	.017	.037	.026	.032	.022	.008	.019	.014
1989-2000	.029	.045	.023	.016	.042	.011	.013	.019
	JPN	NLD	NOR	ESP	SWE	GBR	USA	All
1870-1889	.005	.060	.016	.010	.031	.045	.015	.040
1890-1913	.022	.053	.041	.014	.023	.045	.008	.037
1914-1918	.066	—	.043	.033	.063	.029	.035	.058
1919-1926	.021	—	.069	.027	.020	.029	.017	.039
1927-1931	.006	.004	.019	.018	.016	.020	.008	.027
1932-1939	.011	.018	.013	.012	.015	.011	.006	.015
1940-1946	.010	—	.049	.013	.019	.073	.010	.039
1947-1959	.013	.038	.031	.023	.011	.012	.006	.020
1960-1973	.010	.013	.024	.012	.007	.008	.005	.013
1974-1989	.020	.025	.050	.020	.014	.014	.013	.022
1989-2000	.023	.042	.046	.018	.023	.019	.018	.026

Notes and Sources: See text and appendix. --

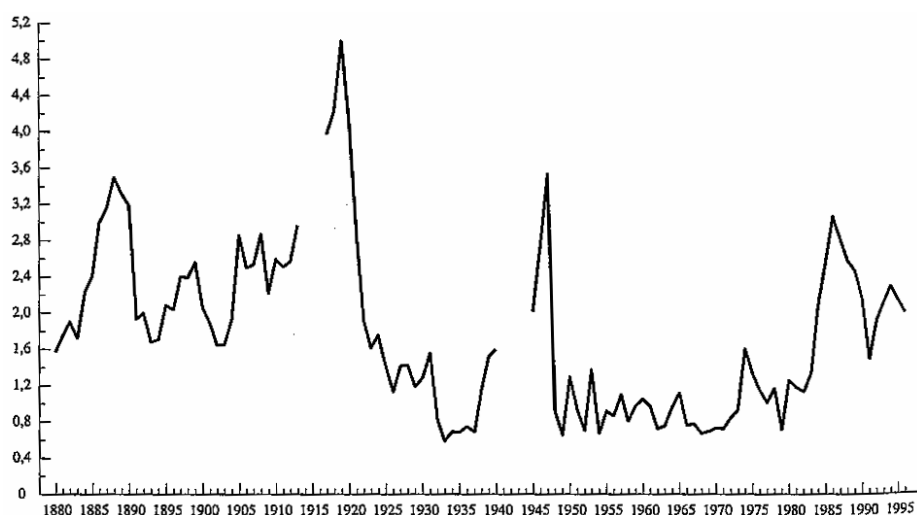
L'analyse est la même pour ce qui est de la dispersion des soldes courants : plus les carrés des écarts à la moyenne sont grands, plus la contrainte de soutenabilité est relâchée. Les graphiques font apparaître que cette dispersion suit rigoureusement la même trajectoire que celle des soldes rapportés aux PIB (graphique 2).

Graphique 2 : Solde du compte des transactions courantes en proportion du PIB
Valeur absolue moyenne et Ecart-type



D'autres calculs proposés par Flandreau et Rivière (1999), avec un échantillon de pays un peu différent, conduisent à une vision légèrement amendée de la trajectoire historique de la somme des valeurs absolues des soldes courants rapportées au PIB. Au cours de la période 1985-1996, le rapport semble revenir vers des valeurs comparables à celles de l'avant 1913 (graphique 3 ci-dessous).

Graphique 3 : Somme des surplus et des déficits du compte courant en valeurs absolues en % du PIB



L'interprétation de cet indicateur doit être effectuée là encore avec beaucoup de précaution. En effet, l'estimateur apparaît sensible aux chocs constitués par les deux Guerres mondiales car la valeur absolue moyenne et l'écart-type sont particulièrement grands ; les guerres creusent des déficits courants des économies engagées dans le conflit et permettent à d'autres pays d'être des fournisseurs et de dégager des excédents. Un choc comme le choc pétrolier de 1973 à travers son influence sur les termes de l'échange influence également nettement cet indicateur. Par ailleurs, cet indicateur paraît relativement sensible aux phénomènes monétaires. L'instabilité monétaire (sur-évaluations et sous-évaluations réelles des monnaies) peut être génératrice de progression des soldes courantes en valeurs absolues ainsi que d'une forte dispersion. Dans les années 1920, la sous-évaluation réelle du franc est à l'origine d'excédents de grandes ampleurs alors que la sur-évaluation réelle de la livre creuse les déficits britanniques.

2. Les approches fondées sur l'égalisation prix des actifs : le cas de la parité de taux d'intérêt couverte

Plusieurs approches fondées sur l'égalisation des prix des actifs ont été utilisées pour mesurer l'intégration financière : il s'agit principalement d'études fondées sur la vérification de la parité des taux d'intérêt et de la théorie du portefeuille. Nous retenons ici la parité des taux d'intérêt couverte (PTIC) pour mesurer l'intégration financière internationale ; les autres approches impliquent, pour être vérifiées, qu'en plus de la mobilité des capitaux (et de la

rationalité des agents économiques¹), les anticipations soient parfaites et que la mobilité sur les marchés des produits soit totale (Frankel et McArthur, 1988). En revanche, dans le cas de la PTIC, seule l'égalisation des taux d'intérêt est mesurée ce qui constitue une mesure plus stricte de l'intégration financière (cf. Frankel, 1986).

Formellement, l'hypothèse de PTIC (que l'on doit à Keynes (1923)) implique :

$$\left(\frac{S_t}{F_t}\right)(1+i_t) - (1+i_t^*) = 0$$

Où S_t le prix de la devise en monnaie nationale (monnaie nationale cotée à l'étranger), F_t le cours à terme de la devise, i le taux d'intérêt national à la période t et i^* le taux d'intérêt étranger à la période t .

Deux méthodes peuvent être mises en œuvre : l'étude des différentiels des taux d'intérêt couverts en change et l'analyse économétrique. Les résultats obtenus par ces méthodes sont très proches et tendent à mettre en évidence une forte réduction des coûts de transaction dans l'échange d'actifs financiers au cours des années 70.

En utilisant la méthode des différentiels d'intérêt, Clinton (1988) montre que la bande d'inaction sur les taux d'intérêt couverts au milieu des années 1980 n'était que de \pm six points de base alors qu'entre 1880 et 1914, période considérée comme une période de forte mobilité des capitaux, elle était de \pm 19 points de base entre New-York et Londres et \pm 35 points de base entre Londres et Berlin.

Frankel (1989) observe l'évolution de la parité des taux d'intérêt couverte lors de la libéralisation des marchés de capitaux allemands (1973-1974), anglais (1979) et japonais (1979-1980). Les différentiels d'intérêt, significatifs pendant les périodes de contrôles des capitaux, deviennent très minces après l'abolition des contrôles. Pour le Japon, par exemple, le différentiel entre taux d'intérêt Gensaki (taux d'intérêt à trois mois) à Tokyo et à Londres est autour de 1,84% entre janvier 1975 et mai 1979, montrant ainsi l'existence de contrôles de capitaux. Entre mai 1979 et novembre 1983, le différentiel diminue fortement à -0,26%². Entre 1985 et 1988, le différentiel est très proche de zéro traduisant ainsi la libéralisation complète des marchés.

Obstfeld et Taylor (2002) utilisent des données mensuelles de taux de change à terme, de taux de change au comptant, et de taux d'intérêt entre 1921 et 2001 sur les places de Londres, New-York et Berlin pour les taux d'intérêt britannique et allemand. Les différentiels d'intérêt au cours des années quatre-vingt et quatre-vingt-dix apparaissent encore plus minces qu'avant 1914.

Des études s'intéressent aux différentiels d'intérêt dans le cas d'une Union monétaire où le problème posé, au-delà de l'intégration financière, est celui d'une politique monétaire unique

¹ La PTIC mesure également la rationalité des agents économiques dans le sens où elle suppose qu'en l'absence de risques et de coûts de transactions, parmi deux actifs aux caractéristiques identiques, l'agent choisit le plus rémunérateur.

² Ce différentiel négatif s'explique par le fait que durant cette période il demeure des barrières à la sortie de capitaux plus fortes qu'à leur entrée.

sur une zone hétérogène. Parmi les multiples mesures qu'ils proposent de l'intégration³, Adam et al. (2002) s'intéressent notamment à la convergence des taux du marché monétaire et confirment les résultats obtenus sur les parités de taux d'intérêt couvertes dans les études antérieures. Il y a en effet convergence dans les années quatre-vingt-dix des taux d'intérêt interbancaires à 3 mois et des taux d'intérêt de référence à 10 ans jusqu'à devenir égaux en 1999 lors de l'introduction de l'euro sur les marchés financiers⁴.

L'analyse économétrique de la parité des taux d'intérêt couverte utilise dans la plupart des travaux la régression de la prime du cours Forward sur le différentiel d'intérêt :

$$\left[\begin{array}{c} F_t - S_t \\ S_t \end{array} \right] = \alpha + \beta(i_t - i_t^*) + \varepsilon_t$$

Où ε_t est le terme d'erreur. La parité des taux d'intérêt couverte, telle que définie ci-dessus, implique que $\alpha = 0$ et que $\beta = 1$. Les études empiriques (Branson (1969), Marston (1976), Cosandier et Liang (1981) et Turnovsky et Ball (1983)) semblent obtenir les coefficients désirés. Cependant, elles apparaissent de faible portée (Taylor, 1987). En effet, l'hypothèse testée signifie que la variation de la prime Forward est un prédicateur sans biais du différentiel d'intérêt, ce qui n'est pas incompatible avec des déviations importantes à la PTIC car des opportunités d'arbitrage peuvent subsister dans les résidus. Par ailleurs, les séries étudiées sont non stationnaires et rendent ainsi l'interprétation fallacieuse. Pour autant, ce problème résolu, Felmingham et al. (2005) montrent que la PTIC semble prévaloir entre l'Australie et les Etats-Unis entre 1985 et 2000.

Une approche économétrique alternative propose d'observer si les déviations par rapport à la PTIC ne pourraient pas s'expliquer par la présence de coûts de transaction. Pour cela, elles considèrent un modèle à seuil (ou modèle TAR Threshold autoregressive model). Il est possible de considérer que même si les marchés sont intégrés, il demeure de légères déviations par rapport à la parité des taux d'intérêt couverte liée principalement aux frais de courtage. Ces déviations se traduisent économétriquement par le fait que le différentiel de taux d'intérêt suit une marche aléatoire à l'intérieur d'un tunnel car l'arbitrage n'est pas profitable compte tenu des coûts de transaction. A l'extérieur, en revanche, si l'intégration est grande, alors l'arbitrage est possible et le différentiel d'intérêt doit être égal à 0.

Le modèle à effets de seuil (voir par exemple Balke et Fomby (1997)) peut être formalisé comme suit :

Soit :

$$\varphi_t = \left(\frac{S_t}{F_t} \right) (1 + i_t) - (1 + i_t^*)$$

³ Ils traitent pour le cas de l'Union européenne de plusieurs indicateurs d'intégration : les indicateurs d'intégration des marchés monétaire et obligataire, les indicateurs du marché des actions, les indicateurs d'intégration fondés sur les décisions économiques des entreprises et des ménages, et les indicateurs de différences institutionnelles qui peuvent impliquer une segmentation des marchés financiers.

⁴ Cette affirmation peut paraître contestable car l'égalité des taux d'intérêt au jour le jour dans la zone euro n'est en réalité pas vérifiée en 1999 ; il demeure en effet des spécificités nationales (Maveyraud-Tricoire, 2002).

La prise en compte des coûts de transaction (τ) impose de considérer les trois cas suivants :

$$\varphi_t = \begin{cases} \alpha\varphi_{t-1} + \varepsilon_t & \text{si } |\varphi_{t-1}| < \tau \\ \tau(1-\rho) + \rho\varphi_{t-1} + \varepsilon_t & \text{si } \varphi_{t-1} \geq \tau \\ -\tau(1-\rho) + \rho\varphi_{t-1} + \varepsilon_t & \text{si } \varphi_{t-1} \leq -\tau \end{cases}$$

où ε_t est un bruit blanc.

La relation fonctionnelle du différentiel de taux d'intérêt n'est pas uniforme mais varie en fonction de la valeur de φ_{t-1} et du seuil retenu τ . La présence de ces coûts de transaction implique que lorsque le différentiel de taux d'intérêt est peu élevé (première équation) à la période t-1, il n'y a pas de réponse des taux nationaux à des variations des taux internationaux à la période présente : le différentiel de taux d'intérêt nominaux suit une marche aléatoire car les coûts de transaction rendent l'arbitrage non profitable. Cependant, lorsque l'écart entre les différentiels d'intérêt à la période t-1 est tel qu'on se situe à l'extérieur du tunnel de non arbitrage (deuxième et troisième équations), alors cet écart doit se réduire car l'arbitrage est de nouveau profitable : on doit assister dans ce cas à un différentiel de taux d'intérêt stationnaire (condition traduite par le fait que ρ doit être inférieur à 1). Ainsi, ρ indique dans quelle mesure le différentiel de taux d'intérêt s'ajuste à la période courante à la suite d'un choc survenu à la période précédente. Lorsque ρ est proche de zéro, le choc est très vite absorbé et donc que les marchés de capitaux sont intégrés. En revanche, lorsqu'il est proche de un, alors le choc a un effet presque permanent sur le différentiel de taux d'intérêt nominaux.

Juhl, Miles et Weidenmier (2004) se proposent d'évaluer, en se fondant sur un modèle TAR, la largeur de la bande d'inaction pendant la période étalon-or (1880-1914) sur le taux de traite à 60 jours à la banque de Londres entre le dollar et la livre. Ces auteurs ne peuvent rejeter l'hypothèse d'absence de bande de non arbitrage à un niveau de 10% pour l'ensemble de la période. En revanche, en ne considérant que la sous-période 1897-1914, la bande est significative, suggérant ainsi que le marché Forward fonctionne convenablement à la fin des années 1870. Durant cette sous-période, la largeur de la bande de neutralité est égale en moyenne à 0,748%. Sur la période 1922-1925, Peel et Taylor (2002) obtiennent, à partir d'un modèle similaire à celui exposé supra, que la bande d'inaction entre le taux de dollar-livre est comprise entre 0,409% et 0,518%.

Aucune étude, à notre connaissance, n'utilise cette méthode avec des données récentes mais compte tenu des résultats précédents et du niveau présumé des coûts de transaction, on peut imaginer que le canal d'arbitrage doit être très mince.

L'intégration financière internationale semble, selon l'approche de la PTIC, avoir progressé au cours des 30 dernières années au point d'apparaître plus forte que celle qui prévalait pendant l'Etalon-Or.

3. Un exemple d'approche synthétique : l'intégration au sens de Feldstein et Horioka

Feldstein et Horioka proposent en 1980 une nouvelle mesure de l'intégration économique⁵ fondée sur l'étude de la corrélation entre l'épargne nationale et l'investissement national en supposant que « dans un monde où il y a parfaite mobilité des capitaux, il ne doit pas y avoir de relation entre l'épargne nationale et l'investissement national : l'épargne dans chaque pays répond à la demande mondiale d'investissement alors que l'investissement dans ce pays est financé par les capitaux du monde » (Feldstein et Horioka, 1980, p. 317).

Pour tester cette hypothèse, ils effectuent la régression économétrique suivante :

$$\bar{I}_i = \alpha + \beta \bar{S}_i + e_i \quad \forall i = 1, \dots, N$$

avec $E(e_i) = 0$ et $\text{Var}(e_i) = \sigma^2 \quad \forall i = 1, \dots, N$

où $\bar{I}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T I_{it}$ et $\bar{S}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T S_{it}$

Où \bar{I}_i et \bar{S}_i sont respectivement les moyennes du taux d'investissement (investissement brut rapporté au PIB) et du taux d'épargne (épargne intérieure rapportée au PIB) du pays i au cours de la période considérée (T). β est appelé le coefficient de rétention de l'épargne nationale car il représente la part d'épargne « retenue » à l'intérieur des frontières nationales par l'investissement national. Lorsque β est proche de zéro alors cela signifie que l'investissement est peu financé par l'épargne intérieure (alors qu'il l'est davantage par l'épargne étrangère) : ceci peut être associé au fait qu'il y a forte mobilité des capitaux (et des biens)⁶.

L'étude économétrique de Feldstein-Horioka est effectuée à partir d'un échantillon de 16 pays de l'OCDE étudiés dans la période 1960-1974. β est égal à 0,897 avec un coefficient de régression proche de un ($R^2=0,91$). Ce résultat a par ailleurs été confirmé par de nombreuses études portant sur d'autres périodes et d'autres échantillons (Voir notamment Bayoumi (1990), Eichengreen (1992), Obstfeld (1996), Jones et Obstfeld (1997) et Flandreau et Rivière (1999)). L'investissement national est donc fortement lié à l'épargne nationale et Feldstein et Horioka concluent à l'absence d'intégration ce qui peut paraître paradoxal : la baisse des contrôles de change depuis les années soixante suggère au contraire une plus forte intégration des marchés de capitaux (et de produits).

La corrélation entre l'épargne et l'investissement semble pouvoir s'expliquer par la violation d'une des conditions suivantes (Cf. Bordes (1990), Coakley et al. (1996)) :

⁵ Ces auteurs considèrent la relation épargne-investissement comme une mesure de l'intégration financière. Cependant cette relation est fondamentalement liée à la parité des taux d'intérêt réels ; celle-ci prévaut lorsque les parités de taux d'intérêt couverte, non couverte et réelle sont simultanément vérifiées (cf. le modèle *infra*). Dès lors, il semble préférable d'interpréter le coefficient comme une mesure du degré d'*intégration économique* (i.e. intégration financière et réelle).

⁶ Lorsque le coefficient de rétention d'épargne est égal à 1, cela peut s'interpréter comme le signe d'une parfaite « segmentation » économique. Dans l'intervalle $[0,1]$, on suppose que la valeur prise par le coefficient de rétention d'épargne reflète un degré d'intégration économique plus ou moins grand.

1. les chocs affectant l'épargne nationale du pays considéré ne modifient pas le taux d'intérêt réel du reste du monde. L'économie doit être un « petit pays ».
2. les chocs sur l'épargne et l'investissement nationaux ne sont pas corrélés. Cette condition suppose en particulier qu'il n'y a pas de chocs de productivité et de chocs démographiques.
3. la parité des taux d'intérêt réels prévaut. Ceci implique que la mobilité et la substituabilité des capitaux et des biens sont parfaites et que les marchés sont efficaces.
4. la contrainte budgétaire intertemporelle ne doit pas s'exercer.
5. Les pays sont homogènes

Les premières études économétriques postérieures à celle de Feldstein et Horioka n'ont pas fait cas des quatrième et cinquième conditions. Elles ont tenté de « contrôler » les deux premières conditions afin que le coefficient de rétention d'épargne apparaisse principalement comme un indicateur d'intégration économique (*i.e.* financière et réelle) puisque la parité des taux d'intérêt réels est fondamentalement associée à la mobilité des capitaux, à celle des biens ainsi qu'à l'efficacité des marchés à terme (Frankel et McArthur, 1988)⁷. Ces travaux empiriques ont, dans leur ensemble, été effectués sur des petits pays de l'OCDE (contrôle de la 1^{ère} condition) et elles ont introduit des variables susceptibles d'influencer simultanément l'épargne nationale et l'investissement national dans l'équation de régression proposée par Feldstein et Horioka (contrôle de la 2^{ème} condition). Ces variables instrumentales ont principalement tenté de capter la croissance de la population (Feldstein et Horioka (1980), Obstfeld (1986)) et les variations de productivité (Feldstein et Horioka (1980), Summers (1988), Baxter et Crucini (1993) et Glick et Rogoff (1995)). Elles ont également été introduites pour tester l'hypothèse selon laquelle il y a neutralité gouvernementale en termes d'équilibre du compte courant (*i.e.* dans le modèle présenté *supra* $g=0$) (Fieleke (1982), Tobin (1983), Summers (1988), Bayoumi (1990), Artis et Bayoumi (1992)).

Les résultats obtenus par ces études ne sont cependant pas sensiblement différents de ceux de Feldstein et Horioka : le coefficient de rétention d'épargne demeure toujours proche de un quand bien même on introduit des variables de contrôle et on considère un échantillon de petits pays. Il semble ainsi que l'absence de vérification de la troisième condition portant sur la parité des taux d'intérêt réels (et donc sur l'intégration économique) soit la plus à même d'expliquer la forte corrélation épargne-investissement renforçant de ce fait le « paradoxe ».

Des travaux ultérieurs ont montré que la contrainte budgétaire intertemporelle pouvait être associée à une forte corrélation entre l'épargne nationale et l'investissement national alors même qu'il y a une très forte intégration économique (*i.e.* que la troisième condition est vérifiée) (Sinn (1992) et Jansen (1996)). En effet, à long terme, la contrainte budgétaire intertemporelle implique la nullité du solde du compte des transactions courantes et par conséquent impose à l'épargne nationale et l'investissement national d'être liés.

Ce problème se pose lorsque le degré d'intégration économique est appréhendé par l'estimateur *Between* et par l'estimateur sur séries temporelles. L'estimateur *Between*, analysé

⁷ Notons que certains travaux (Frankel (1992), Obstfeld et Rogoff (2000) et Fazio, MacDonald et Mélitz (2005)) suggèrent que, compte tenu du degré supposé de la mobilité des capitaux, cette relation est davantage une mesure de l'intégration réelle.

dans l'étude originelle de Feldstein et Horioka et dans de nombreuses études postérieures, est le résultat de la régression entre la moyenne du taux d'épargne et du taux d'investissement au cours d'une période donnée. Si la contrainte budgétaire intertemporelle est respectée, cela signifie que le solde des comptes des transactions courantes doit être en moyenne à l'équilibre sur longue période. Compte tenu que, par définition, le solde des paiements courants est égal à la différence entre l'épargne nationale et l'investissement national, il vient qu'en moyenne, sur longue période, le taux d'épargne est égal au taux d'investissement : le coefficient de rétention d'épargne doit être proche de 1.

Dans le cas de l'étude du coefficient de rétention d'épargne par le biais des séries temporelles, le problème posé par la contrainte budgétaire intertemporelle est celui de la non stationnarité des séries d'épargne et d'investissement : l'interprétation du coefficient de rétention d'épargne est dans ce cas fallacieuse (voir notamment Jansen (1996)). Pour contourner ce problème, on peut effectuer les régressions en coupe transversale ou faire une analyse de cointégration des séries d'épargne et d'investissement. L'étude en coupe transversale permet de supprimer toute incidence temporelle sur la valeur du coefficient de rétention d'épargne (Sinn, 1992) mais, en contrepartie, l'estimateur obtenu est très sensible aux chocs. Il apparaît dans cette étude que les coefficients de rétention d'épargne, bien qu'hétérogènes, sont dans l'ensemble plus faibles que dans les travaux où la dimension temporelle des séries est prise en considération.

Une approche alternative consiste en l'analyse de la cointégration des séries visant à distinguer une intégration de court terme et une intégration de long terme qui prend en compte la contrainte budgétaire intertemporelle. Jansen (1996) obtient des résultats contrastés pour les pays de l'OCDE (Luxembourg exclu) étudiés sur une période de 40 ans : une fois la contrainte budgétaire intertemporelle, le capital apparaît mobile à long terme pour l'Australie alors qu'il ne semble pas l'être pour les autres pays de l'OCDE. A court terme, la corrélation épargne-investissement est élevée pour les grands pays (Allemagne, Etats-Unis et Japon) et pour 8 autres pays. Le coefficient de rétention d'épargne est très faible pour 8 pays. Au total, en faisant la synthèse de la dynamique de court terme et de l'équilibre de long terme, l'auteur conclut à l'intégration économique pour l'Australie, l'Irlande, l'Islande, la Norvège, la Nouvelle Zélande, les Pays-Bas, le Portugal et le Royaume-Uni.

Hoffmann (2004) étudie le cas des Etats-Unis (entre 1874 et 1992) et du Royaume-Uni (entre 1850 et 1992). Il observe que sur le long terme le degré d'intégration économique est resté stable et relativement faible au cours du temps conformément à la contrainte budgétaire intertemporelle.

La prise en compte de la contrainte budgétaire intertemporelle, bien que significative dans ces travaux, ne diminue pas systématiquement la valeur du coefficient de rétention d'épargne à court terme. Le paradoxe semble, dans une certaine mesure, toujours prévaloir.

L'utilisation de données de panel permet de lever, au moins partiellement, le paradoxe. En effet, le fort coefficient de rétention d'épargne pourrait s'expliquer par les spécificités nationales que le modèle *Between* ne prend pas en compte et par les problèmes associés au faible nombre de données et/ou aux changements de régimes dans le cas d'un modèle à correction d'erreurs fondé sur des séries temporelles.

Les travaux économétriques effectués avec données de panel⁸ montrent que la valeur du coefficient de rétention d'épargne est conditionnée par les spécificités nationales : la prise en compte de l'hétérogénéité (entre pays) dans l'étude de la relation épargne-investissement diminue substantiellement la valeur du coefficient obtenue traditionnellement. L'explication de ce « paradoxe » pourrait en partie provenir de la spécification du modèle (et donc des propriétés de l'estimateur des MCO dans ce cadre, *i.e.* l'estimateur *Between*) : ce dernier suppose que les pays sont homogènes et qu'il n'y a pas de variabilité temporelle. Les travaux, fondés explicitement sur des données de panel, ont donc mis en exergue l'absence de prise en compte de l'hétérogénéité interindividuelle pour expliquer le fort coefficient de rétention d'épargne. Ils se sont en particulier appuyés sur l'estimateur *Within*⁹, qui tient compte de cette hétérogénéité¹⁰, et qui présente ainsi deux avantages : alors que la variabilité du compte courant est écrasée par l'estimateur *Between*, elle est prise en compte par l'estimateur *Within*. De plus, le choix de l'estimateur *Within* permet de limiter les estimations faussées par un pays aux caractéristiques particulières (Flandreau et Rivière, 1999).

Les résultats obtenus dans les études en données de panel font ressortir que l'estimateur *Between* est, dans la plupart des cas, supérieur à l'estimateur sur données empilées *Pooling* (où on considère homogénéités interindividuelle et temporelle), lui-même supérieur à l'estimateur *Within* ce qui semble valider l'hypothèse d'hétérogénéité interindividuelle. Flandreau et Rivière (1999) analysent ainsi la relation épargne-investissement entre 1880 et 1996 en considérant quatre périodes : « l'Étalon-or » (16 pays), « l'Entre-deux-guerres » (15 pays), « Bretton Woods » (24 pays) et « les Changes flottants » (24 pays). Pour les trois premiers échantillons, l'estimateur *Between* apparaît supérieur à l'estimateur *Pooling*, ce dernier étant plus grand que l'estimateur *Within*. Dans le cas des « changes flottants » (entre 1974 et 1996), les résultats sont plus surprenants : ils montrent que l'estimateur *Within* est supérieur à l'estimateur *Pooling* (et à l'estimateur *Between*) ce qui pourrait s'expliquer par la prise en compte du Luxembourg dans l'échantillon de référence. Ces résultats sont semblables à ceux obtenus par Corbin (2001) (Luxembourg exclu) qui considère quatre périodes sensiblement identiques à l'étude précédente.

Plus récemment, Bordo et Flandreau (2003) décomposent un large échantillon¹¹ entre pays développés où la mobilité du capital est grande (« le cœur ») et pays peu développés (« la périphérie ») eux-mêmes répartis par zones où l'intégration financière est plus ou moins prononcée. On peut observer que les estimateurs *Within* apparaissent dans l'ensemble plus proches des estimateurs *Pooling* lorsque les pays sont dans « le cœur » que lorsqu'ils sont dans « la périphérie » suggérant ainsi que le degré d'hétérogénéité est assez faible pour des pays au développement similaire dont le degré d'intégration économique est important.

Ces travaux sur données de panel ne prennent cependant pas en compte la contrainte budgétaire intertemporelle. Des travaux récents mettent en relation la contrainte budgétaire intertemporelle et l'hétérogénéité de la relation épargne-investissement en effectuant une étude de la cointégration de la relation épargne-investissement sur données de panel (Krol (1996), Coiteux et Olivier (2000), Ho (2002), Pelgrin et Schich (2004)).

⁸ Voir, *inter alia*, Fujiki et Kitamura (1995), Flandreau et Rivière (1999), Corbin (2001) et Bordo et Flandreau (2003).

⁹ Cet estimateur est équivalent à l'estimateur à effet fixe unique (OWFEM) considéré *infra*.

¹⁰ Il est obtenu à partir des écarts aux moyennes individuelles des taux d'épargne et d'investissement.

¹¹ Bordo et Flandreau (2003) utilisent la même base de données que celle de Flandreau et Rivière (1999), à quelques mises à jour près, et conservent les mêmes sous-périodes. Ils obtiennent ainsi sensiblement les mêmes résultats pour l'échantillon complet.

La technique de cointégration appliquée aux séries temporelles peut s'avérer de faible puissance lorsque le nombre de données est limité ou lorsqu'un pays considéré fait face à des changements de politique économique. L'utilisation de données de panel permet de pallier, dans une certaine mesure, ces problèmes.

Dans l'ensemble, les résultats apparaissent sensibles à la méthode utilisée (Ho (2002), Pelgrin et Schich (2004)). Cependant, il semble qu'à court terme, le coefficient de rétention d'épargne est faible à court terme ce qui suggère que le degré d'intégration économique est important¹².

Coiteux et Olivier (2000) utilisent un échantillon sensiblement identique à celui de Krol (1996) de 22 pays de l'OCDE entre 1962 et 1995. Ils obtiennent qu'une fois les spécificités nationales prises en compte, le coefficient de rétention d'épargne apparaît très faible à court terme alors qu'il est beaucoup plus élevé à long terme ce qui semble traduire que l'intégration économique est forte et que la contrainte budgétaire intertemporelle est vérifiée. Pelgrin et Schich (2004) étudient la relation épargne-investissement d'un groupe de 20 pays de l'OCDE entre 1960 et 1999. Ils distinguent trois techniques d'estimation qui diffèrent selon le degré d'hétérogénéité supposé de la relation épargne-investissement à court terme et à long terme. Pour autant, les résultats sont semblables que ceux obtenus à l'étude précédente.

L'analyse de la relation épargne-investissement a évolué dans une large mesure en fonction des innovations économétriques. Ces dernières se sont principalement caractérisées par la mise en place de techniques de cointégration et d'outils d'analyse des données de panel. Les techniques de cointégration ont en particulier permis de tester le lien entre la contrainte budgétaire intertemporelle et l'absence de stationnarité des séries d'épargne et d'investissement. L'analyse de la relation épargne-investissement avec des données de panel a quant à elle permis de révéler en quoi les spécificités nationales peuvent influencer à la hausse le coefficient de rétention d'épargne.

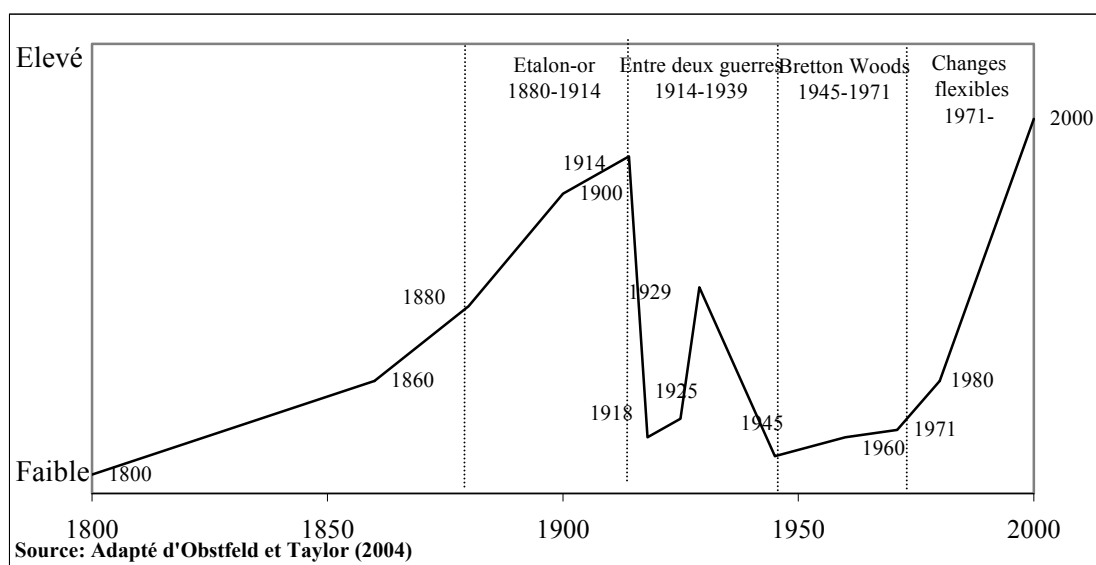
Ces innovations ont dans une certaine mesure permis de lever le paradoxe de Feldstein-Horioka : la prise en compte de la contrainte budgétaire intertemporelle et de l'hétérogénéité interindividuelle se traduit par un coefficient de rétention d'épargne très faible pour les pays de l'OCDE au cours des 30 dernières années qui semble pouvoir être associé à un fort degré d'intégration économique.

Conclusion

Les indicateurs de mesure de l'intégration financière pris isolément ne donnent qu'une vision partielle ou indirecte de l'intégration. Cependant, leur recoupement associé à des critères qualitatifs (comme notamment les innovations techniques ou les changements de politiques économiques) permet de donner une vision synthétique de l'évolution de l'intégration financière internationale.

¹² Dans le cas d'une union monétaire, les résultats sont quelque peu différents des études effectuées sur des pays de l'OCDE. Banerjee et Zanghieri (2003) obtiennent en effet que, à partir d'un échantillon de 14 pays de l'Union européenne étudiés entre 1960 et 2002, la corrélation épargne-investissement est assez faible, que ce soit à court terme ou à long terme. Ce résultat pourrait être expliqué par le rattrapage des économies les moins développées vers les plus développées de l'Union qui implique une modification de la contrainte budgétaire intertemporelle (Blanchard et Giavazzi, 2002).

Graphique 4 : une vision synthétique de l'intégration financière internationale



Au début du XIX^{ème} siècle, même si les mesures quantitatives sont difficiles à mettre en œuvre, on peut penser que l'intégration financière internationale était faible (graphique 4). En effet, cette période est agitée par les guerres napoléoniennes (blocus, contrôle, contrebande...). Ce faible degré d'intégration financière se prolonge jusque dans les années 1860 où la transmission des informations reste difficile et les transports de fonds peu sécurisés.

L'apparition du télégraphe en 1844 et son développement rapide a certainement contribué aux progrès de l'intégration financière entre 1860 et 1880. Ces derniers se sont accentués en régime d'étalon-or classique (1880-1913) du fait de la plus large diffusion des nouvelles technologies comme le téléphone apparu en 1875 et de l'environnement de stabilité qui prévaut alors.

Entre 1914 et 1971 on assiste à une permanence des contrôles sur les opérations de change pour un motif politique dans le cadre d'économie très régulée : les marchés de capitaux sont très réglementés et très segmentés. Par ailleurs, les états contrôlent comme en France le volume et le prix des crédits octroyés à tel ou tel secteur de l'économie. Tous ces éléments concourent à la diminution de l'intégration financière.

Depuis les années 1970, la libéralisation des mouvements est plus grande. Elle s'explique principalement par l'innovation financière, le progrès technique (informatique, puis internet...), le développement des produits dérivés pour faire face au risque de change à partir de 1973, l'augmentation du nombre de places financières qui permet une cotation 24h sur 24 et le passage à des politiques économiques libérales.

Bibliographie

- Adam, K., Jappelli, T., Menichini, A., Padula, M., Pagano, M., 2002. Analyse, Compare, and Apply Alternative Indicators and Monitoring Methodologies to Measure the Evolution of Capital Market Integration in the European Union, http://europa.eu.int/comm/internal_market/en/update/economicreform/020128_cap_mark_int_en.pdf.
- Artis, M.J., Bayoumi T., 1992. Global Capital Market Integration and the Current Account. In: Taylor, M.P. (Ed.), *Money and Financial Markets*, Blackwell, Cambridge, MS, Oxford, 297-307.
- Balke, N.S., Fomby, T. B., 1997. Threshold Cointegration, *International Economic Review*, 38, pp. 627-645.
- Baxter, M., Crucini, M., 1993. Explaining Saving-Investment Correlations, *American Economic Review*, 83, 416-436.
- Bayoumi, T., 1990. Saving-Investment Correlations: Immobile Capital, Government Policy, or Endogeneous Behavior?, *IMF Staff Papers*, 37, 360-387.
- Blanchard, O.J., Giavazzi, F., 2002. Current Account Deficits in the Euro Area: The End of the Feldstein-Horioka Puzzle?, *Brookings Papers on Economic Activity*, 2/2002, 147-209.
- Bordes, C., 1992. Feldstein-Horioka 10 ans après ou l'intégration du marchés des capitaux dans les années 80, dans Eric Girardin (éd.), *Finance internationale, l'état actuel de la théorie*, Economica, Paris, 81-102.
- Bordo, M., Flandreau, M., 2003. Core, Periphery, Exchange Rate Regimes and Globalization, dans M. Bordo, A. Taylor et J. Williamson, *Globalization in Historical Perspective*, University of Chicago Press, 2003, 417-468.
- Branson, W., 1969. The Minimum Covered Interest Differential Needed for International Arbitrage Activity, *Journal of Political Economy*, 77, pp. 1028-1035.
- Clinton, K., 1988. Transaction Costs and Covered Interest Arbitrage: Theory and Evidence, *Journal of Political Economy*, 96, pp. 358-370.
- Coiteux, M., Olivier, S., 2000. The Saving Retention Coefficient in the Long Run and in the Short Run: Evidence from Panel Data, *Journal of International Money and Finance*, 19, 535-548.
- Cosandier, P., Liang, B., 1981. Interest Rate Parity Tests: Switzerland and Some Major Western Countries, *Journal of Banking and Finance*, 5, pp. 187-200.
- Corbin, A., 2001. Country Specific Effect in the Feldstein-Horioka Paradox: A Panel Data Analysis, *Economics Letters*, 72, 297-302.
- Eichengreen, B., 1992. *Trends and Cycles in Foreign Lendings*, in *Capital Flows in the World Economy*, H. Siebert (Ed.), Tübingen J.C.B. Mohr, 3-28.

- Fazio, G., MacDonald, R., Mélitz, J., 2005. Trade Costs, Trades Balances and Current Accounts: An Application of Gravity to Multilateral Trade, *CEPR*, Discussion Paper, 5137.
- Feldstein, M., Horioka, C., 1980. Domestic Saving and International Capital Flows, *Economic Journal*, 90, 314-329.
- Felmingham, B., Leong, S., 2005. Parity Conditions and the Efficiency of the Australian 90- and 180-Day Forward Markets, *Review of Financial Economics*, 14, pp. 127-145.
- Fieleke, N., 1982. National Saving and International Investment, in Saving and Government Policy, *Conference Series N Boston*: Federal Reserve Bank of Boston, 138-157.
- Flandreau, M., Rivière, C., 1999. La Grande Retransformation ? Intégration financière internationale et contrôles de capitaux, 1880-1997, *Economie Internationale*, 78, 11-55.
- Frankel, J.A., 1986. International Capital Mobility and Crowding-out in the U.S. Economy: Imperfect Integration of Financial Markets or of Goods Markets?, in R.W. Hafer (ed.), *How Open is the U.S. Economy?*, *Lexington Books*.
- Frankel, J.A., 1989. International Financial Integration, Relations among Interest Rates and Exchange Rates, and Monetary Indicators, in Charles Pigott (ed.), *International Financial Integration and US Monetary Policy*, New York : Federal Reserve Bank of New York, pp. 17-49.
- Frankel, J.A., 1992. Measuring International Capital Mobility: A Review, *American Economic Review*, 82, 197-202.
- Frankel, J.A., Mac Arthur, A., 1988. Political vs. Currency Premia in International Real Interest Differentials: A Study of Forward Rates for 24 Countries, *European Economic Review*, 32.
- Fujiki, H., Kitamura, Y., 1995. Feldstein-Horioka Paradox Revisited, *Bank of Japan Monetary and Economic Studies*, 13, juillet, 1-15.
- Glick, R., Rogoff, K., 1995. Global Versus Country-Specific Productivity Shocks and the Current Account, *Journal of Monetary Economics*, 35, 159-192.
- Ho, T., 2002. The Feldstein-Horioka Puzzle Revisited, *Journal of International Money and Finance*, 21, 555-564.
- Hoffmann, M., 2004. International Capital Mobility in the Long Run and the Short Run: Can we Still Learn from Saving-Investment Data?, *Journal of International Money and Finance*, 23, 113-131.
- Jansen, W.J., 1996. Estimating Saving-Investment Correlations: Evidence for OECD Countries Based on an Error Correction Model, *Journal of International Money and Finance*, 15, 749-781.
- Jones, M.T., Obstfeld, M., 1997. Saving, Investment and Gold: a Reassessment of Historical Current Account Data, *National Bureau of Economic Research*, Working Paper n°6103, juillet.
- Juhl, T., Miles, W., Weidenmier, M. D., 2004. Covered Interest Arbitrage: Then Vs. Now, *National Bureau of Economic Research*, Working Paper n° 10961.

- Keynes, J. M., 1923. *A Tract on Monetary Reform*, London: MacMillan.
- Krol, R., 1996. International Capital Mobility: Evidence from Panel Data, *Journal of International Money and Finance*, 15(3), 467-474.
- Lénine V., 1916. L'impérialisme, stade suprême du capitalisme, Paris, Editions Sociales, 1975, 1^{ère} édition.
- Marston, R., 1976. Interest Arbitrage in the Euro Currency Markets, *European Economic Review*, 7, pp. 1-13.
- Maveyraud-Tricoire, S., 2002, L'évolution du marché monétaire de la zone euro en 1999 : quels enseignements pour la conduite de la politique monétaire européenne ?, in Actes du colloque du 23 octobre 2001, *Stratégies de développement pour l'Europe*, Presses Universitaires de Tours.
- Obstfeld, M., 1986. How Integrated are World Capital Markets? Some New Tests, *National Bureau of Economic Research*, Working Paper n°2075, Novembre
- Obstfeld, M., 1996. International Capital Mobility in the 1990s, in P. Kenen, *Understanding Interdependence : the Macroeconomics of the Open Economy*, Princeton University Press, Princeton.
- Obstfeld, M., Rogoff, K., 2000. The Six Major Puzzles in International Macroeconomics: Is there a Common Cause ?, *National Bureau of Economic Research Annual 2000*, 339-390.
- Obstfeld, M., Taylor, A. M., 2003. Globalization and Capital Markets, in M. D. Bordo, A. M. Taylor, and J. G. Williamson (eds.), *Globalization in Historical Perspective*, University of Chicago Press.
- Obstfeld, M., Taylor, A. M., 2004. *Global Capital Markets - Integration, Crisis and Growth*, Cambridge University Press.
- Pelgrin, F., Schich, S., 2004. National Saving-Investment Dynamics and International Capital Mobility, *Banque du Canada*, Document de travail n°2004-14.
- Peel, D., Taylor, M. P., 2002. Covered Interest Rate Arbitrage in the Interwar Period and the Keynes-Einzig Conjecture. *Journal of Money, Credit and Banking*, 34, pp. 51-75.
- Sinn, S., 1992. Saving-Investment Correlations and Capital Mobility: on the Evidence from Annual Data, *Economic Journal*, 102.
- Summers, L., 1988. Tax Policy and International Competitiveness, in J. Frenkel, *International Aspects of Fiscal Policies*, University of Chicago Press, Chicago.
- Taylor, M. P., 1987. Covered Interest Parity a High Frequency, High Quality Data Study, *Economica*, 54, pp. 429-438.
- Tobin, J., 1983. Comment, *European Economic Review*, Mars/avril, 21, 153-156.
- Turnovsky, S. J., Ball, K. M., 1983. Covered interest Parity and Speculative Efficiency: Some Empirical Evidence from Australia, *Economic Record*, 59, pp. 271-280.

Cahiers du GRES

Le Groupement de Recherche Economique et Sociales (GRES) réunit deux centres de recherche :

- *IFReDE* (Institut Fédératif de Recherches sur les Dynamiques Economiques), Université Montesquieu-Bordeaux IV
- *LEREPS* (Laboratoire d'Etudes et de Recherche sur l'Economie, les Politiques et les Systèmes Sociaux), Université des Sciences Sociales Toulouse 1

www.gres-so.org

Université Toulouse 1
LEREPS – GRES
Manufacture des Tabacs
21, Allée de Brienne
F - 31 000 Toulouse
France
Tel. : +33-5-61-12-87-07
Fax. : +33-5-61-12-87-08

Université Montesquieu-Bordeaux IV
IFReDE – GRES
Avenue Léon Duguit
F - 33 608 Pessac Cedex
France
Tel. : +33-5-56-84-25-75
Fax. : +33-5-56-84-86-47

Cahiers du GRES (derniers numéros)

- 2005-23 : VICENTE Jérôme, DANG NGUYEN Godefroy, *Quelques considérations sur l'aménagement numérique des territoires : le rôle des collectivités locales dans le déploiement des infrastructures de l'économie numérique*
- 2005-24 : BLANCHETON Bertrand, *Montesquieu économiste*
- 2005-25 : GALLIANO Danielle, ROUX Pascale, *The evolution of the spatial digital divide: From internet adoption to internet use by french industrial firms*
- 2006-01 : LAYAN Jean-Bernard, *L'innovation péricentrale dans l'industrie automobile : une gestion territoriale du risque de résistance au changement*
- 2006-02 : VICENTE Jérôme, DALLA PRIA Yan, SUIRE Raphaël, *The ambivalent role of mimetic behaviors in proximity dynamics: Evidences on the French "Silicon Sentier"*
- 2006-03 : LUNG Yannick, *Le Mercosur dans les trajectoires d'internationalisation des firmes automobiles*
- 2006-04 : JEANNIN Philippe, BOUTHORS Mathilde, *Une esquisse de la recherche en éducation à travers les revues*
- 2006-05 : MORIN François, *Le capitalisme de marché financier et l'asservissement du cognitif*
- 2006-06 : SAINT GES Véronique, *Les politiques environnementales relatives à l'utilisation des produits phytosanitaires : proximités et innovations*
- 2006-07 : POUYANNE Guillaume, *Etalement Urbain et ségrégation socio-spatiale, une revue de la littérature*
- 2006-08 : FAURE Yves-André, *A respeito de alguns desafios contemporâneos da informalidade económica. Aproximando a África Ocidental e o Brasil*
- 2006-09 : ASSELAIN Jean-Charles, BLANCHETON Bertrand, *L'ouverture internationale en perspective historique. Statut analytique du coefficient d'ouverture et application au cas de la France*
- 2006-10 : KECHIDI Med, *Dynamique des relations verticales dans l'industrie aéronautique : une analyse de la sous-traitance d'Airbus*
- 2006-11 : BELIS-BERGOIGNAN Marie-Claude, CAZALS Clarisse, *Les démarches environnementales volontaires au sein de la viticulture française : des conditions d'engagement différenciées*
- 2006-12 : MAZAUD Frédéric, *Mutation de la fonction de sous-traitant de premier rang et Firme Pivot, le cas de l'organisation productive Airbus*
- 2006-13 : BLANCHETON Bertrand, MAVEYRAUD-TRICOIRE Samuel, *Les indicateurs d'intégration financière internationale : un faisceau de mesures convergent*

La coordination scientifique des Cahiers du GRES est assurée par Alexandre MINDA (LEREPS) et Vincent FRIGANT (IFReDE). La mise en page est assurée par Dominique REBOLLO.