

UNIVERSITE DE MONTREAL

IMPACT DE LA PART DU SECTEUR PRIMAIRE  
SUR LES DEVIATIONS DE LA PARITE DES POUVOIRS D'ACHAT

par

BERNARD CANTIN

Département de sciences économiques  
Faculté des Arts et sciences

Mémoire présenté à la Faculté des études supérieures  
en vue de l'obtention du grade de  
Maître es Sciences (M.Sc.)  
en sciences économiques

(AOUT 1987)

© Bernard Cantin, 1987

## SOMMAIRE

Ce mémoire a pour but de caractériser la rigidité des prix dans une économie et d'utiliser cette caractérisation dans un modèle monétaire de détermination des taux de change afin d'étudier son impact sur les déviations de la Parité des Pouvoirs d'Achat (PPA).

Deux théories modernes se font concurrence dans l'explication des déviations de la PPA. Celle des marchés efficaces, qui voit le taux de change comme un prix d'actif et pour laquelle les déviations de la PPA sont entièrement imprévisibles. D'un autre côté, on retrouve l'approche monétaire à la balance des paiements, où la rigidité des prix est une cause importante des déviations de la PPA.

Un problème important de la seconde théorie est de difficilement pouvoir caractériser cette rigidité dans des estimations empiriques. Une hypothèse soulevée par Dornbusch (1985b) et Krugman (1986) est que les entreprises manufacturières détiennent un pouvoir oligopolistique sur les marchés nationaux et internationaux des biens qu'ils produisent. Ainsi, on peut supposer que l'augmentation de la part relative des secteurs manufacturier peut avoir pour effet d'augmenter la rigidité des prix pour une économie donnée. Par opposition, la baisse de la part relative du secteur primaire, secteur pour lequel les prix fluctuent beaucoup, peut mesurer le même effet.

La partie empirique s'emploie donc à étudier le comportement des déviations de la PPA et tente d'isoler l'effet sur ces déviations d'une variation dans la part relative du secteur primaire. Deux mesures seront employées dans l'analyse effectuée auprès de quatre pays: la R.F.A., le Japon, l'Australie et le Canada. Une des mesures apporte les résultats escomptés sauf pour le Canada, pays qui présente toutefois des comportements différents des autres pays. L'autre mesure montre des résultats plus ambigus.

Une conséquence importante de cette étude est de montrer que pour un pays en voie de développement, le maintien du taux de change à sa Parité des Pouvoirs d'Achat peut s'avérer une contrainte difficile sur la politique monétaire de ce pays si l'économie passe d'une dépendance de son secteur primaire à un développement important du secteur secondaire.

Cette hypothèse reste à être vérifiée mais elle semble en accord avec les résultats obtenus.

## TABLE DES MATIERES

SOMMAIRE .....	i
LISTE DES TABLEAUX .....	v
LISTE DES GRAPHIQUES .....	vi
INTRODUCTION .....	1
CHAPITRE 1 - LA PPA CLASSIQUE .....	3
1.1 La PPA absolue .....	3
1.1.1 Définition et présentation .....	3
1.1.2 Critiques de la théorie .....	5
1.2 PPA relative, revue et critiques .....	12
1.2.1 Formulation de la PPA relative et critiques .....	14
1.3 Quelques études empiriques sur la PPA classique ..	28
CHAPITRE 2 - LA PPA DES MARCHE EFFICACES VERSUS LA THEORIE MONETAIRE DE LA DETERMINATION DES TAUX DE CHANGE..	32
2.1 Théorie de déséquilibre et approche monétaire de la balance des paiements .....	35
2.2 La PPA des marchés efficaces .....	37
2.3 Revue des études empiriques .....	44



## LISTE DES TABLEAUX

I	Tests de la PPA pour la période 1960-1986 par M.C.O. ....	65
II	Tests de la PPA pour la période 1960-1986: Correction pour l'autocorrélation de premier ordre .....	66
III	Tests de la PPA pour la période 1960-1986: par utilisation de variables instrumentales .....	67
IV	Tests de la PPA pour la période 1960-1986: variables instrumentales corrigées par l'autocorrélation de premier ordre .....	68
V	Régressions des taux de change réels, variation relative de la part du secteur primaire: par M.C.O. ....	96
VI	Régressions des taux de change réels, variation relative de la part du secteur primaire: correction pour l'autocorrélation du premier ordre .....	97
VII	Régression des taux de change réels, variation relative de la part du secteur primaire: utilisation d'une variable endogène retardée .....	98
VIII	Régression des taux de change réels, variation absolue de la part du secteur primaire: par M.C.O. ....	99
IX	Régression des taux de change réels, variation absolue de la part du secteur primaire: pour correction de l'autocorrélation du premier ordre .....	100
X	Régression des taux de change réels, variation absolue de la part du secteur primaire: utilisation d'une variable endogène retardée .....	101
XI	Régression des taux de change réels, variation absolue de la part du secteur primaire: utilisation d'une variable endogène retardée pour l'autocorrélation de premier ordre	102

## LISTE DES GRAPHIQUES

Déviations de la PPA : Canada .....	69
Déviations de la PPA : Japon .....	70
Déviations de la PPA : R.F.A. ....	71
Déviations de la PPA : Australie .....	72
Part de l'industrie primaire : Canada .....	80
Part de l'industrie primaire : Japon .....	81
Part de l'industrie primaire : R.F.A. ....	82
Part de l'industrie primaire : Australie .....	83
Part de l'industrie primaire : Allemagne .....	84

## INTRODUCTION

La théorie de la Parité des Pouvoirs d'Achat (ou PPA) est certes une théorie controversée, et ce, depuis un grand nombre d'années. En effet, les premières versions de la théorie peuvent être retracées au XVI<sup>e</sup> siècle, en Espagne. Il semble que l'on doive au moins le nom, sinon l'invention de la théorie en elle-même, à Cassel, dès 1916. Avec l'arrivée des taux de change flottants, la théorie de la PPA est devenue très populaire, mais les imperfections inhérentes à sa formulation ont atténué cet intérêt. Il reste cependant que la PPA est au centre de plusieurs modèles de détermination du taux de change et qu'elle continue à faire l'objet de débats importants.

La PPA se retrouve sous une forme classique, que nous verrons dans le premier chapitre. Ses insuccès sont importants mais révélateurs de problèmes importants. La seconde partie, basée sur une approche moderne de la théorie des changes en tant que prix d'actifs, étudie les deux principales voies qui s'opposent dans les débats actuels, soit l'approche moderne de la théorie monétaire de détermination du taux de change qui suppose la rigidité des prix sur les marchés de certains biens, et l'approche de la PPA des marchés efficaces qui suppose que les agents saisissent toute possi-



bilité de profits inhérents au commerce, ce qui fait que la PPA tient ex ante sans nécessairement se vérifier ex post.

Les conclusions des deux approches diffèrent en ce qui concerne le comportement des déviations de la PPA suite à des chocs d'origine monétaire. C'est pourquoi, suite à une étude sur la performance de la PPA au chapitre trois, on tentera dans le chapitre quatre d'évaluer si l'hypothèse de rigidité des prix, chère à la première approche, peut être justifiée empiriquement. La méthode choisie tentera d'introduire une variable qui tient compte de ce phénomène. Cette variable est la part du secteur primaire dans une économie qui, en fait, représente le seul secteur d'une économie qui voit les prix des biens qu'il produit fluctuer internationalement et dans ce sens s'oppose aux secteurs des biens manufacturiers et des services. Donc, une baisse du secteur primaire dans une économie peut avoir un effet sur la rigidité des prix. C'est ce problème qui constituera la majeure partie de notre travail empirique.

## CHAPITRE I - LA PPA CLASSIQUE

Cette partie du travail a pour but de faire l'étude des éléments qui sont à la base des critiques qui sont faites à la théorie de la PPA. Après avoir vu la définition de ce terme, on étudiera les diverses causes structurelles de déviations de la PPA, ce qui permettra de voir dans les autres parties, les différentes interprétations de la théorie, et en particulier, ce qu'elles impliquent pour la théorie.

### 1.1 LA PPA ABSOLUE

#### 1.1.1 Définitions et présentation

Définissons  $P^m$  comme étant le pouvoir d'achat de la monnaie.

Soit  $\sum_{i=1}^n a_i P^i_t$  un indice des prix des marchandises, où  $a_i$  est la pondération assignée à chaque bien  $i$  dont le prix intérieur est  $p^i_t$ . Alors

$$P^m_t = \frac{1}{\sum_{i=1}^n a_i P^i_t} .$$

De même pour un autre pays, (que l'on nommera le pays étranger, pour les besoins de la cause):

$$*P^m_t = \frac{1}{\sum_{i=1}^n b_i *P^i_t} .$$

Alors, d'après la PPA, sous sa forme absolue,

$$E_t = \frac{{}^*P^m_t}{P^m_t} = \frac{\sum_{i=1}^n a_i P^i_t}{\sum_{i=1}^n b_i {}^*P^i_t} \quad (1)$$

où  $E_t$  est le taux de change au comptant au temps  $t$ , compté en monnaie intérieure par unité de monnaie étrangère.

Ainsi, la théorie de la PPA que l'on nomme naive ou absolue, établit une relation entre le taux de change d'un pays et son niveau des prix comparativement à celui d'un autre pays.

Sous sa forme relative, la PPA met en relation les mouvements dans le temps du taux de change et les mouvements relatifs des prix dans les deux pays. Ainsi, une hausse des prix plus rapide à l'intérieur implique une dépréciation de la monnaie intérieure vis-à-vis la monnaie étrangère. Donc sous sa forme absolue, la PPA dit qu'à tout moment le taux de change sera égal au rapport des niveaux des prix des deux pays, alors que sous sa forme relative, la PPA dit que le mouvement des prix dans les deux pays détermine le mouvement du taux de change dans le temps.

Si, tel Officer (1982) l'on définit le taux de change d'équilibre de long terme comme un taux donné qui permet l'équilibre de la balance des paiements sur un certain temps, en l'absence de politiques spéciales des-

tinées à empêcher des déséquilibres de la balance des paiements, et si, à court terme, le taux de change d'équilibre est celui qui existerait sous un régime de change flottant non contrôlé, on peut alors définir deux propositions principales de la théorie de la PPA.

**Proposition 1:** La PPA est le principal déterminant de l'équilibre de long terme du taux de change.

**Proposition 2:** L'équilibre de court terme à tout temps est déterminé principalement par la PPA, avec le taux de change tendant à égaler la PPA.

Ainsi, sous sa forme la moins stricte, on peut dire que la théorie de la PPA peut admettre plusieurs facteurs explicatifs dans la détermination du taux de change mais les niveaux de prix sont les facteurs les plus importants.

### 1.1.2 Critiques de la théorie

On peut dire avec beaucoup de certitude que peu importe la méthode choisie, les théories (absolue et relative) de la PPA ne tiennent pas lorsqu'étudiées empiriquement. Du moins, on peut supposer que la PPA relative peut-être vérifiée à long terme (au delà de deux ans), mais qu'à court ou moyen terme, elle ne tient pas. En ce qui concerne la PPA absolue, peu importe la période étudiée, elle ne se vérifie pas.

On distingue en gros, deux raisons globales qui affectent la vérification de la théorie: d'abord des déviations transitoires, bien que cet aspect ne fasse pas l'unanimité, et des déviations structurelles. Dans cette partie, on s'attardera principalement aux déviations structurelles pour, dans la partie suivante, étudier l'hypothèse des déviations transitoires dans le cadre d'interprétations quelque peu différentes de celles que l'on verra dans ce qui suit.

La plupart des auteurs interprètent la forme absolue de la PPA en tant que relation d'arbitrage international entre les biens et services produits dans différents pays, c'est-à-dire que le commerce des biens tend à égaliser les prix entre les pays par le biais du taux de change. Cette interprétation en fait donc une théorie proche de la loi du prix unique, où la PPA est alors réduite à un seul bien. C'est cette vision qui a encouragé certains auteurs à étudier la PPA à partir d'indices de prix de biens commercialisables, c'est-à-dire de restreindre le niveau des prix global d'un pays à un indice de prix d'exportation. Cependant, tel que le rapporte Rainalli (1986, p. 30), citant Cassel, on ne doit pas conclure

"que l'équilibre normal des changes doit s'établir purement et simplement sur la base des prix des marchandises d'exportation. L'erreur principale en pareille matière consiste à ne pas tenir compte du fait suivant: si la valeur relative des marchandises d'exportation s'est élevée dans le pays exportateur, le besoin s'en est également accru dans le pays importateur et par la suite, la valeur est augmentée par rapport aux autres produits. Le prix le plus élevé des marchandises d'exportation ne provoque donc pas nécessairement une diminution de la devise du pays exportateur de la même mesure".

Ceci a mené les différents auteurs à utiliser un indice de prix contenant une proportion importante de biens commercialisables et non-commercialisables. Ceci étant dit, il reste que l'utilisation d'indices globaux dans le calcul de la PPA, engendre plusieurs problèmes d'ordre statistique.

D'abord, on constate aisément que les coûts ont de fortes chances de différer entre divers pays, ce qui est chose très naturelle, mais qui a une implication importante dans la formulation des indices de prix. Si différentes pondérations sont utilisées dans le calcul, on peut avoir de la difficulté à voir se vérifier la PPA. De même, du fait de la divergence des structures économiques et des méthodes comptables entre les pays, les différents schémas de poids entre les pays vont mener à de différentes parités et aucune ne pourra suffisamment être égale à la vraie parité, qui égalise internationalement le prix de tous les biens. Ces conditions imposent un problème non soluble d'indices de prix.

L'existence de barrières institutionnelles au commerce tel les tarifs ou quotas, de même que l'existence des coûts de transport peuvent engendrer une déviation de l'équilibre de court terme des taux de change et de la PPA, dont l'ampleur varie directement avec l'importance de ces imperfections. Dans ce cas, on peut arriver à un taux de change sans lien avec la PPA.

De plus, la PPA devient difficilement applicable si les contrôles sont étendus au secteur domestique sous la forme de contrôle des prix et salaires, rationnement des biens de consommation, etc...

Aizenman (1986), a montré comment, dans un modèle de petite économie à un bien échangeable et avec mobilité parfaite des capitaux, la présence de coûts de transaction introduit des biais systématiques dans l'estimation par régression ordinaire de la PPA, donc tend à faire rejeter l'hypothèse de la PPA même si les biens sont parfaitement arbitragés.

D'autre part, l'existence d'éléments n'appartenant pas au compte courant dans la détermination du taux de change est une limitation importante de la théorie. En effet, on doit tenir compte du rôle de la spéculation de court terme et des mouvements de capitaux de long terme comme déterminants du taux de change sous un régime de taux de change flottant librement.

Helliwell (1984) suggère que l'appréciation de la monnaie Américaine durant le début des années '80, et en particulier sa surévaluation par rapport à sa valeur de PPA est due à la forte entrée de capitaux étrangers. Pour que l'impact de ces mouvements soient importants, il faut qu'ils soient persistants dans une direction donnée. Cependant, pas tous les mouvements de capitaux sont autonomes dans une théorie élargie de la PPA, quelques-uns sont induits par des différences entre un taux de change donné et la PPA. Yeager (1958) note qu'une déviation du taux de change de la

valeur de PPA, causée par des mouvements de capitaux va donner lieu à une force correctrice du flux du commerce induit par les prix, ce qui est toutefois un long processus.

Un autre problème, étudié empiriquement par Krugman (1978), est que la théorie de la PPA voit le taux de change comme la variable déterminée et les prix comme variable causale, alors que l'on peut aussi voir une part de causalité allant des taux de change vers les prix. D'autre part, au point de vue de l'analyse empirique, une régression par les moindres carrés ordinaires engendre un biais dû au fait de la mise en relation de deux variables endogènes. Yeager (1958), défend la PPA en déclarant que la causalité mutuelle entre le taux de change et les prix est compatible avec la théorie si le lien de causalité est plus fort dans le sens du niveau des prix vers le taux de change, ce qui est vrai pour un taux de change flottant dans des circonstances normales. On peut définir la ligne traditionnelle de causalité de la façon suivante: Offre de monnaie vers niveau des prix vers taux de change. Cette influence monétaire serait si forte qu'elle domine une causalité inverse du taux de change sur les prix domestiques. De plus, l'influence du taux de change sur les prix est de court terme en nature alors que la théorie de la PPA pose que l'effet des prix est un déterminant de long terme du taux de change. Le problème empirique peut être réglé (en partie) en utilisant une méthode de variables instrumentales. L'instrument suggéré par Krugman (1978) est une tendance temporelle, c'est-à-dire l'inclusion du temps dans les régressions (ceci s'applique en fait dans les cas de vérification empirique de la PPA sous sa forme relative, mais le



biais de simultanéité étant important dans les deux formulations de la théorie, je crois bon d'en faire état ici).

Le problème le plus important rencontré avec la PPA absolue est l'existence d'un biais de productivité entre les pays industrialisés et les pays en voie de développement. L'analyse, on le verra, s'applique aussi dans la comparaison entre pays industrialisés dans le cas de croissance des productivités. Balassa<sup>1</sup> (1964) a, le premier, avancé l'argument selon lequel l'existence de biens non commercialisables dans une économie engendre une mauvaise évaluation du taux de change prédit par la PPA. Considérons un modèle à deux pays, deux biens de commerce international, auxquels s'ajoute un bien non-commercialisable (un service) où il n'y a qu'un seul facteur de production (le travail) des coefficients d'intrants constants (à la Ricardo). On suppose que l'un des pays à l'avantage absolu dans la production de tous les biens, mais que cet avantage est plus grand pour les biens commercialisables. Sous l'hypothèse de taux marginaux de transformation constants, le prix relatif du bien non-échangeable sera plus élevé dans le pays ayant un niveau de productivité plus élevé. Que l'on utilise le schéma de poids du premier ou du second pays dans la fabrication de l'indice des prix, la PPA entre les monnaies des deux pays sera différente du taux de change d'équilibre. En d'autres mots, en supposant que la différence de productivité est plus grande dans la production de biens non-

---

<sup>1</sup>Le même principe a été utilisé dans les travaux de Kravis et Lipsey (1978) afin de comparer les niveaux de revenu per capita entre les pays.

commercialisables, la monnaie du pays ayant la plus grande productivité paraîtra surévaluée en terme de parité du pouvoir d'achat. Ceci se produit dans la mesure où les salaires s'égaliseront à l'intérieur du pays et donc les services seront plus coûteux dans les pays à niveau de productivité plus élevée, et parce que les services entrent dans le calcul de la PPA mais n'affectent pas directement les taux de change. Ainsi, plus les différences de productivité sont grandes, plus la différence des salaires et des prix dans le secteur des services sera élevée entre les deux pays, et ainsi, la différence entre la PPA et le taux de change d'équilibre sera grande.

Il ressort donc de cette brève description que la PPA, sous sa forme absolue, offre un attrait théorique important bien qu'incomplet dans son interprétation de relation d'arbitrage international. Le concept fournit plus un guide pour l'équilibre des taux de change qu'une explication de celui-ci. Au point de vue pratique, des problèmes statistiques en font un outil difficile à utiliser et même impossible dans le cas de pays à niveau de productivité très différents.

Malgré tout, la théorie de la PPA se présente sous une autre forme, soit une théorie dynamique qui associe les mouvements du taux de change aux mouvements relatifs des prix entre les pays. Sous cette forme, la PPA non seulement relie une théorie d'arbitrage des biens internationaux aux taux de change, mais elle forme aussi la base de ce qui a été la populaire théorie monétaire de détermination de taux de change.

## 1.2 PPA RELATIVE, REVUE ET CRITIQUES

Afin de cerner la théorie de la PPA, il faut d'une part élargir le concept propre à la loi du prix unique qui est exclusivement lié à l'arbitrage des biens dans un contexte international. Comme le dit Rainelli (1986, p. 28), en citant Cassel:

*"En acceptant de payer un certain prix la monnaie étrangère, nous envisagerons surtout cette monnaie au point de vue du pouvoir d'achat qu'elle possède en ce qui touche les marchandises et les services du pays étranger. D'autre part, quand nous offrons tant et tant de notre propre monnaie, nous offrons un pouvoir actuel d'achat de nos propres marchandises et services. Par conséquent, notre évaluation d'une monnaie étrangère, exprimée dans la nôtre, dépend surtout du pouvoir d'achat relatif des deux monnaies dans leur pays respectifs d'origine".*

De plus:

*"Le niveau général des prix varie selon la théorie quantitative de la monnaie, toutes choses égales par ailleurs, en proportion directe de la qualité de moyen circulant dans un pays. Si cela est vrai, le taux de change entre les deux pays doit varier comme le quotient entre la quantité de leurs moyens circulant respectifs".*

C'est donc dire qu'on doit ajouter une face dynamique à cette théorie de la PPA selon laquelle le lien causal allant de la monnaie vers les prix sera le facteur principal de la détermination des taux de change.

Le problème est de savoir si la PPA relative dans une période donnée est égale à la PPA absolue pour cette période. La réponse de Cassel était que cette égalité tient dans la mesure où il n'y a que des changements

monétaires, et pas de changements réels, dans l'économie depuis la période de référence utilisée dans le calcul. Il faut de plus qu'il n'y ait pas d'illusion monétaire, c'est-à-dire que toutes les fonctions de demande et d'offre de biens dans tous les pays doivent être homogènes de degré 0 dans tous les prix nominaux. De plus, il faut qu'il y ait neutralité de la monnaie, c'est-à-dire que les variables réelles soient invariantes par rapport aux variables nominales. En d'autres termes, le taux de change réel, étant le ratio entre le taux de change au comptant et la PPA, n'est pas affecté par des changements monétaires. La neutralité de la monnaie étant un phénomène de long terme, on s'attend à ce qu'à court terme, des changements réels auront lieu dans l'économie à la fois en tant que chocs autonomes ou suite à des mouvements monétaires. Si les chocs monétaires dominent les chocs réels, on s'attend à ce que la PPA relative s'applique.

Comme on l'a vu précédemment, des imperfections du commerce et des outils de mesure nuisent au calcul de la PPA absolue. Si ces imperfections restent constantes dans le temps, on peut supposer qu'à partir d'une période de référence donnée, la PPA relative s'appliquera. Mais est-ce bien le cas? De plus, la période de base, qui doit refléter une période de taux de change d'équilibre est elle-même calculée à partir de la PPA absolue et donc soumise aux mêmes problèmes.

On voit donc que des chocs réels et monétaires se côtoient dans le temps et affectent la structure économique des pays de façon telle que la PPA a peu de chance de se voir réalisée à court terme ou même à moyen terme. Les questions qui se posent sont donc de savoir de quelle façon ces

différents chocs peuvent affecter la PPA et s'il existe un processus qui mènerait à la PPA. La seconde question sera vue dans la partie qui suivra celle-ci. Nous verrons maintenant de quelle façon et en fait, quels sont les mécanismes qui engendrent les déviations de la PPA relative, c'est-à-dire les mouvements du taux de change réel.

### 1.2.1 Formulation de la PPA relative et critiques

Soit

$$PI_1 = \frac{\sum_{i=1}^n a_i P^i_1}{\sum_{i=1}^n a_i P^i_0}$$

L'indice des prix intérieurs au temps 1 par rapport au temps 0. De même, on pose:

$$PI^*_1 = \frac{\sum_{i=1}^n b_i *P^i_1}{\sum_{i=1}^n b_i *P^i_0}$$

l'indice des prix étrangers au temps 1 par rapport au temps 0.  $PI_1$  et  $PI^*_1$  sont des prix relatifs, c'est-à-dire le rapport des prix de la période courante sur la période de base (temps 0).

On doit supposer que la PPA doit être réalisée pour la période de base de telle sorte que :

$$E_0 = \frac{\sum_{i=1}^n a_i P^1_0}{\sum_{i=1}^n b_i P^1_0}$$

Et la PPA relative dit :

$$E_1 = \frac{PI_1}{PI^*_1} \times E_0 \quad (2)$$

Le taux de change réel se définit alors comme :

$$\bar{E}_t = \frac{E_t}{E_0} \times \frac{PI^*_t}{PI_t} \quad (3)$$

Ainsi, les écarts  $\bar{E}_t$  par rapport à l'unité indiquent les divergences du taux de change au comptant et de la parité des pouvoirs d'achat par rapport à l'année de base.

Si  $\bar{E}_t > 1$  alors il y a sous évaluation de la monnaie intérieure, c'est-à-dire que le niveau des prix intérieurs a baissé par rapport au niveau des prix étrangers, ou bien le prix en monnaie intérieure des

devises étrangères a augmenté sans mouvement compensatoire des niveaux des prix relatifs.

Les causes de déviations de la PPA relative sont nombreuses. En fait, aussi nombreuses et diverses que peuvent l'être les genres de chocs affectant l'économie, que ce soit des chocs réels ou monétaires. On s'attardera ici plus particulièrement aux chocs réels. L'effet des perturbations peut prendre plusieurs formes. D'abord on note qu'il y a les effets statistiques, c'est-à-dire ceux qui altèrent la performance des estimateurs et des équations utilisées dans l'estimation de la PPA.

Si l'on pose:

$$P_t = \frac{PI_t}{PI^*_t} \text{ et } R_t = \frac{E_t}{E_0}$$

alors l'équation généralement utilisée pour tester la PPA est de la forme

$$\log R_t = \alpha_0 + \alpha_1 \log \hat{P}_t \text{ où } \hat{P}_t \quad (4)$$

est basé sur un indice des prix à la consommation ou à un indice de prix du gros, ou encore un déflateur du PNB. Dans plusieurs cas,  $R_t$  n'inclut pas le taux de change de la période de base et  $\alpha_0$  est un estimé du logarithme du taux de la période de base.

Dans l'estimation de (4), les auteurs ont observé que l'existence de perturbations réelles à l'économie baissait le niveau de  $R^2$  de l'équation, c'est-à-dire que la signification de l'ensemble de la régression baissait. Seulement, on doit aussi tenir compte du fait que ces chocs introduisent

des erreurs de mesure et biaisent l'estimé de  $\alpha_1$  vers 0. Comme le soulignent Pippenger et Davutyan (1985), si on suppose que la variance de P,  $\sigma^2_P$ , vient de deux sources indépendantes: des chocs monétaires qui n'affectent pas les prix relatifs (on verra plus loin quels sont les prix relatifs dont il est question) pour lesquels l'équation (2) se vérifie, et des chocs réels, qui affectent les prix relatifs des biens non-échangeables, pour lesquels il n'y a pas de relation systématique entre les niveaux des prix et les taux de change, (en fait, cela est vrai s'il s'agit de prix relatifs entre non-échangeables entre les pays). Soient  $\sigma^2_M$  et  $\sigma^2_R$  les variances respectives de ces types de perturbations. On a

$$\sigma^2_P = \sigma^2_M + \sigma^2_R \quad (5)$$

sous ces hypothèses, une estimation de (4) par les moindres carrés ordinaires donne l'estimé suivant de  $\alpha_1$ :

$$\text{plim } \hat{\alpha}_1 = 1.0/[1.0 + (\sigma^2_R/\sigma^2_M)], \text{ où plim} \quad (6)$$

est la limite en probabilité. Ainsi, lorsque les chocs inflationnistes dominent les chocs réels, les estimés de  $\alpha_1$  tendent vers 1. En effet, si  $\sigma^2_M$  est beaucoup plus grand que  $\sigma^2_R$  alors  $\sigma^2_R/\sigma^2_M$  tend vers 0, ce qui veut dire

que  $\text{plim } \hat{\alpha}_1$  tend vers 1. Lorsque les chocs monétaires s'amenuisent, le  $R^2$  décroît et les estimés de  $\alpha_1$  s'approchent de 0 car si  $\sigma^2_R$  est beaucoup plus grand que  $\sigma^2_M$ , alors  $1.0/[1.0 + \sigma^2_R/\sigma^2_M]$  tend vers 0, et ceci est vrai même si l'équation (1) est parfaitement réaliste pour les chocs monétaires



et si les chocs n'ont pas augmenté. On doit évidemment noter que si  $\alpha_1 = 1$  cela veut dire que la PPA est vérifiée.

Un autre problème statistique que l'on rencontre est celui du biais de simultanéité, déjà cité auparavant. Pour en montrer l'effet, Krugman (1978) introduit un modèle simplifié de détermination du taux de change où les taux de change et niveaux de prix sont déterminés simultanément en tant que partie d'un système de trois équations. La première est l'équation de la PPA:

(7)  $S = a + p - p^* + u$  où  $S = \log R_t$ ,  $p$  et  $p^*$  sont respectivement  $\log PI_t$  et  $\log PI_t^*$  et  $u$  est un terme aléatoire. L'interprétation économique de  $u$  est qu'il y a des changements dans les prix des biens intérieurs relativement aux biens étrangers sur les marchés mondiaux.

La seconde équation est la demande de monnaie, qui peut être vue comme une équation du niveau des prix,

(8)  $m = p + Y + V$ , où  $m$  est le log de l'offre de monnaie,  $y$  est le log de revenu réel et  $V$  est un autre terme aléatoire. A ces équations, on ajoute celle de l'offre de monnaie:

$$(9) m = \bar{m} - \theta S + w,$$

où  $w$  est un autre terme aléatoire et  $\bar{m}$  le niveau d'équilibre de monnaie lorsque le taux de change ne varie pas. L'idée générale est que l'on suppose que l'autorité monétaire essaie de réduire les fluctuations du taux de change. Krugman pose l'hypothèse d'un petit pays, c'est-à-dire que  $p^*$  est fixe, de plus, pour fin de simplification, il suppose que  $y$  est fixe.

On peut donc se demander, d'une part, si les différentiels d'inflation se reflètent dans le taux de change, c'est-à-dire estimer l'équation

$$S = a + b(p - p^*) \text{ et vérifier que } b = 1.^2 \quad (10)$$

D'autre part, on peut se demander si le taux de change affecte les prix relatifs, ce que l'on peut vérifier en estimant

$$(S - p + p^*) = c + dS, \text{ où } S - p + p^*{}^3 \quad (11)$$

représente le taux de change réel.

Si l'on estime ces deux équations, et que le modèle représenté est une vraie représentation du monde, les résultats dépendent de  $u$ ,  $v$  et  $w$ . Si l'on suppose que ces chocs ne sont pas corrélés, et ont pour variance

$\sigma^2_u$ ,  $\sigma^2_v$  et  $\sigma^2_w$  on a:

$$\text{plim } b = \frac{-\theta \sigma^2_u + \sigma^2_v + \sigma^2_w}{\theta^2 \sigma^2_u + \sigma^2_v + \sigma^2_w} < 1,$$

$$\text{et plim } d = \frac{(1 + \theta) \sigma^2_u}{\sigma^2_u + \sigma^2_v + \sigma^2_w} > 0.$$

---

<sup>2</sup>Ce qui voudrait dire qu'une variation dans le taux de change capte toute variation dans les différentiels d'inflation.

<sup>3</sup>En effet, si toute variation du taux de change nominal n'est pas entièrement captée dans le taux de change réel alors une variation du taux de change nominal doit alors affecter les prix relatifs.

Donc, si l'autorité monétaire essaie de stabiliser le taux de change ( $\theta > 0$ ) et s'il y a des chocs réels et des chocs nominaux, on observera que l'inflation ne se reflètera pas entièrement sur le taux de change et que les taux de change semblent influencer les prix relatifs des biens. Si, cependant, les perturbations monétaires sont plus grandes que les perturbations réelles ( $\sigma_v^2$  et  $\sigma_w^2$  sont grands relativement à  $\sigma_u^2$ ) alors les coefficients estimés seront près de leur valeur réelle. Il est donc important que le test empirique de la PPA tienne compte des problèmes statistiques causés par la simultanéité.

Un autre problème déjà mentionné est celui des pondérations différentes dans la formulation des indices de prix. Considérons l'exemple suivant, donné par Pippenger et Davutyan (1985), où le pays A produit seulement du blé et le pays B seulement du tissu. Un choc réel cause une hausse proportionnelle du prix du tissu en terme de blé dans les deux pays, mais le taux de change ne varie pas, et le ratio des niveaux des prix ( $P_t$ ) non plus lorsque les pondérations sont les mêmes. Si l'on remplace  $P_t$  par  $\hat{P}_t$ , le déflateur du PNB en A divisé par le déflateur du PNB en B, alors  $\hat{P}_t$  baisse lorsque  $\hat{P}_t$  et le taux de change sont inchangés. Ce mouvement de  $\hat{P}_t$  biaise l'estimé de  $\alpha_1$  vers 0 et réduit le  $R^2$  même si la PPA relative tient en réalité.

Bien que ces deux dernières raisons de l'échec de la PPA existent, il faut cependant tenir compte que la dernière, soit celle des pondérations différentes, n'est pas si importante, et que le biais de simultanéité peut être résolu par l'utilisation d'instruments économétriques adéquats. La

première raison évoquée est cependant plus importante en ce sens qu'elle est similaire à d'autres moins aisément discutables. En effet, on a vu que les chocs réels, s'ils sont importants, peuvent affecter le niveau relatif des prix entre biens non-commercialisables. Il reste cependant que d'autres prix relatifs peuvent être affectés par les perturbations réelles. Lorsqu'on parle de prix relatifs on entend en général le niveau des prix d'un pays par rapport à celui d'un autre pays. Des problèmes surgissent lorsqu'on considère que la théorie de la PPA est basée sur le fait que le niveau global des prix de chaque pays doit être pris en compte. Dès lors, on s'aperçoit que les chocs réels peuvent agir sur des éléments particuliers qui entrent dans la formation du niveau général des prix. Ainsi, ils peuvent agir sur des composantes précises et affecter la relation de la PPA. Parmi ces composantes, on en distingue certaines plus importantes. Si l'on sépare les biens entre deux catégories, soit les biens échangeables et les biens non-échangeables, on constate que les chocs réels peuvent affecter les prix relatifs entre non-échangeables de deux pays, ce qu'on a vu précédemment, les prix relatifs entre échangeables de deux pays, et enfin les prix relatifs entre échangeables et non-échangeables d'un même pays.

Stockman (1980), et plus particulièrement Kimbrough (1983), ont étudié l'impact de la variation du prix relatif des biens commercialisables entre deux pays sur les déviations de la PPA.

L'analyse de Stockman est essentiellement basée sur une approche conventionnelle d'équilibre, puisant ses racines dans l'approche des élasti-

cités de la balance des paiements. Dans ce cadre, l'appréciation d'une monnaie est reliée à une baisse de prix des importations, et une baisse des prix étrangers des exportations. De plus, une balance commerciale déficitaire ou une anticipation de ce déficit peut être associée à une dépréciation de la monnaie. Cette approche lie donc les déviations de la PPA essentiellement aux effets des variations dans les termes de l'échange. Kimbrough modélise les effets des variations des termes de l'échange et des changements dans les politiques commerciales, tels les tarifs ou quotas, sur les déviations de la PPA.

Les hypothèses qu'il considère sont les suivantes: le pays intérieur a une petite économie ouverte qui produit et consomme deux biens échangeables: les biens exportables et les biens importables. Le pays est en situation de plein emploi, c'est un petit pays qui ne peut affecter le prix mondial. Ce prix est sujet à des variations aléatoires dues à des chocs de l'offre mondiale ainsi qu'aux conditions de demande.

Considérons les niveaux des prix domestiques donnés au temps  $t$  par:

$$P_t = P_{xt}^{\alpha_x} P_{It}^{\alpha_I} \quad (12)$$

$$P_t^* = P_{xt}^{*\alpha_x} P_{It}^{*\alpha_I}$$

$P_x$  est le prix en monnaie domestique du bien  $x$  et  $\alpha_x$  est la part du bien  $x$  dans les dépenses domestiques. On suppose que l'arbitrage dans les marchés des biens garantit que:

$$\begin{aligned} \text{et} \quad (1 + \lambda_t) P_{xt} &= S_t P_{xt}^* \\ P_{xt} &= (1 + \tau_t) S_t P_{xt}^* \end{aligned} \quad (13)$$

où  $\lambda_t$  est la taxe à l'exportation du bien  $x$  et  $\tau_t$  est le tarif.  $S_t$  est le taux de change. En combinant (12) et (13) on a :

$$P_t = S_t P_t^* D_t^{-1}, \text{ où } D_t = (1 - \lambda_t)^{\alpha_x} (1 + \tau_t)^{-\alpha_I} (P_{It}^*/P_{xt}^*)^{\alpha^*I - \alpha_I} \quad (14)$$

Donc  $D_t$  est une mesure de déviation de la PPA et ainsi ces déviations dépendent des variables politiques  $\lambda_t$  et  $\tau_t$ , des pattern de demande mondiale par  $\alpha_x$ ,  $\alpha_I$  et  $\alpha^*I$  et des termes de l'échange  $P_{It}^*/P_{xt}^*$ .

De plus, Pippenger (1985) ajoute que les divergences entre les prix des biens commercialisables introduisent des erreurs dans la PPA et réduisent le  $R^2$ , comme le cas des biens non-échangeables entre pays. Cependant, la différence dans les prix relatifs des échangeables est limitée, contrairement à l'autre cas. Cette distinction dans la structure des erreurs selon le genre de prix relatifs considéré est importante dans la mesure où lorsqu'il s'agit de biens échangeables, les erreurs sont bornées et les taux de change réel ne se comporte pas comme des martingales, c'est-à-dire que l'on ne peut prévoir leur comportement à l'aide de leurs valeurs passées.

Pour le moment, on va étudier l'effet des variations des prix relatifs

entre échangeables et non-échangeables sur les déviations de la PPA. Balassa (1964) fut le premier à souligner cet effet. Son raisonnement est basé sur les différentiels de croissance de productivité. Si un pays a une croissance de productivité uniforme dans le secteur produisant des biens échangeables, avec une hausse moins forte dans le secteur des services, le taux marginal de transformation et le ratio entre les prix échangeables va rester constant, alors que le prix relatif des non-échangeables va augmenter. Comme ces derniers ne font pas l'objet de commerce international, les calculs tirés de la PPA vont indiquer un changement non vérifié du taux de change flottant, la PPA est donc un mauvais guide du taux de change.

Frenkel (1981a), fait ressortir l'impact des changements dans les prix relatifs entre échangeables et non-échangeables sur l'efficacité des estimations de la PPA.

Supposons que les niveaux des prix agrégés tant domestiques qu'étrangers, soient des fonctions linéaires homogènes (de type Cobb-Douglas) des prix des biens non-échangeables  $P_n$  et des prix des biens échangeables  $P_e$ . C'est-à-dire:

$$\begin{aligned}
 P &= P_n^\beta P_e^{1-\beta} \\
 \text{et} \quad P^* &= P_n^{\beta^*} P_e^{1-\beta^*}
 \end{aligned}
 \tag{15}$$

où  $\beta$  et  $\beta^*$  représentant les parts des dépenses en biens non-échangeables. Le ratio des prix des biens échangeables peut s'écrire:

$$\frac{P_e}{P_e^*} = \frac{(P_e/P_n)^\beta}{(P_e^*/P_n^*)^{\beta^*}} \frac{P}{P^*}
 \tag{16}$$

Supposons maintenant que la formulation de la PPA ne s'applique qu'aux biens échangeables, on a alors:

$$\ln S_t = a + \beta \ln (P_t/P_n)_t - \beta \ln (P^*_t/P^*_n)_t + \ln (P/P^*)_t + U_t \quad (17)$$

si on suppose  $\beta = \beta^*$ , on obtient:

$$\ln S_t = a + \beta \ln \left( \frac{P_t/P_n}{P^*_t/P^*_n} \right) + \ln (P/P^*)_t + U_t \quad (18)$$

on estime d'habitude:

$$\ln S_t = a + b \ln (P/P^*)_t + U_t \quad (19)$$

En comparant ces deux équations on voit que lorsque la structure des prix relatifs internes demeure stable, son oubli n'affectera pas la relation entre le taux de change et le rapport des indices de prix agrégés et sa seule influence sera limitée à l'estimé du terme constant.

Si cependant, la structure des prix relatifs varie, alors il est crucial de l'incorporer dans les équations de la PPA, car son omission introduit un biais de spécification.

Une autre façon de modéliser le biais de productivité a été montrée par Hsieh (1982) et est basée sur les hypothèses introduites par Balassa (1964).



Considérons un modèle à deux pays avec une offre de travail fixe, travail qui est le seul facteur de production. La fonction de production a des rendements à l'échelle constants. Les productivités moyennes de travail dans les secteurs échangeables et non-échangeables sont dénotées par  $A_t$  et  $A_n$ . Le taux de salaire nominal  $w$  est mesuré en monnaie intérieure. Ce salaire prévaut dans les deux secteurs, de par la mobilité des travailleurs à l'intérieur du pays (mais pas entre les frontières nationales). La concurrence entre les producteurs force les prix au niveau des coûts unitaires de la main-d'oeuvre. En terme de monnaies locales, les prix sont les suivants:

$$P_t = W/A_T ,$$

$$P_n = W/A_N$$

$$P^*_T = W^*/A^*_T,$$

$$P^*_N = W^*/A^*_N.$$

Supposons que les indices de prix sont construits de la manière suivante, de la même façon que pour Frenkel:

$$P = P_T^{1-\alpha} P_N^\alpha,$$

$$p^* = p_T^*{}^{1-\beta} p_N^*{}^\beta$$

où  $\alpha$  et  $\beta$  sont constants entre 0 et 1.

Le taux de change réel peut alors être exprimé en terme de salaires et de productivité:

$$r = \alpha[a_T - a_N] - \beta[a_T^* - a_N^*] + [W - S - W^* + a_T^* - a_T], \quad (20)$$

où les variables en minuscules représentent les taux de changement des variables en majuscules. Ainsi, le taux de change réel, ou les déviations de la PPA, peut être expliqué en terme de différentiels de taux de croissance de la productivité entre le secteur échangeable et non-échangeable et ce, dans chacun des pays. Le dernier terme est la différence entre les taux de croissance des coûts unitaires de main-d'oeuvre (ou les prix) des secteurs des biens échangeables des deux pays.

En conséquence, on peut dire que malgré l'avantage de la PPA relative sur sa forme absolue, des problèmes d'ordre statistique et surtout des perturbations réelles de l'économie vont affecter la véracité de la théorie. Ces chocs réels sont en général des changements dans les goûts, la technologie, l'offre des facteurs et la structure de marché qui influencent ainsi les productivités et les conditions de demande et d'offre de biens qui créent les déviations de la PPA relative. On n'a pas encore vu l'effet des chocs monétaires sur le PPA car contrairement aux chocs réels, ils n'ont

pas un effet permanent sur la PPA et sont au centre du débat récent à savoir si les déviations de la PPA suivent ou non une martingale<sup>4</sup>. On verra en détail les origines et conséquences de ce débat sur la théorie de la PPA, mais avant cela, on passera en revue quelques-uns des travaux empiriques marquants qui portent sur ce que l'on a vu jusqu'à présent et que l'on nomme maintenant la PPA classique.

### 1.3 QUELQUES ETUDES EMPIRIQUES DE LA PPA CLASSIQUE

Dans cette partie, on ne s'attardera pas sur le détail des différentes études empiriques qui ont été faites sur la PPA classique mais on essaiera plutôt de voir dans quelle mesure les observations de la réalité économique, dans le cadre situé précédemment, ont pu amener aux différentes conceptions des causes des déviations de la PPA.

Sans doute un travail empirique parmi les plus importants est celui de Frenkel (1981a). Il y fait une comparaison entre la performance de la PPA durant les années 70, et celle des années 20. Il estime deux types d'équation, une pour la PPA absolue,

$$\ln S_t = a + b \ln(P/P^*)_t + U_t \quad (21)$$

---

<sup>4</sup>Un processus stochastique est dit martingale lorsque son comportement est totalement aléatoire, c'est-à-dire que les observations passées ne peuvent pas servir à prévoir les observations futures.

et une pour la PPA relative

$$\Delta \ln S_t = b \Delta \ln(P/P^*)_t + v_t, \quad (22)$$

où

$$\Delta \ln S_t = \ln S_t - \ln S_{t-1}$$

Ces équations sont étudiées pour des données mensuelles sur les indices de prix de gros ainsi que les indices du coût de la vie pour les Etats-Unis, la Grande Bretagne, la France et l'Allemagne. Il utilise une méthode de doubles moindres carrés avec comme instruments une constante, le temps, le temps au carré, et des valeurs passées des variables dépendantes et indépendantes, ceci pour tenir compte du biais de simultanéité.

Pour les années 20, les résultats semblent indiquer que la PPA se vérifie bien alors qu'elle ne semble pas se vérifier pour les années 70. D'après Frenkel, ce résultat serait dû au fait que la réalité économique est très différente pendant les années 70 de ce qu'elle était dans les années 20. Il y a, en effet, dans les années 70, une plus grande intégration du marché des capitaux, beaucoup plus de commerce qu'auparavant et donc, les chocs réels sont devenus plus importants. Le rôle du gouvernement dans les années 70 est différent dans la conduite des politiques macroéconomiques. Pour Pippenger (1985), les résultats des années 70, n'impliquent pas que la PPA soit moins bien vérifiée. A son avis, cela indique que les chocs monétaires sont moins importants, ce qui affecte l'interprétation des  $R^2$  et des coefficients de régression comme on l'a vu dans la partie sur la PPA relative.

Les résultats qu'il obtient tendent à prouver que le différentiel de productivité est une cause importante des mouvements du taux de change réel. Ces résultats sont obtenus avec l'Allemagne comme pays intérieur et les Etats-Unis, le Canada, le Japon, la France, l'Italie, les Pays-Bas et la Grande-Bretagne comme pays étrangers. Le secteur non-échangeable de l'Allemagne est défini comme étant tous les secteurs du PNB allemand qui ne sont pas manufacturiers. La productivité du travail dans les secteurs manufacturiers est l'output par homme-heure. Le poids pour chaque partenaire commercial est la part du volume allemand en dollar du commerce bilatéral en 1970. Finalement, l'indice de prix est le déflateur implicite du PNB.

Officer (1982), montre, entre autres phénomènes, l'importance de la variabilité dans le temps des termes de l'échange sur les mouvements du taux de change réel.

On ne peut donc nier l'importance des chocs réels et ainsi la variabilité des différents prix relatifs dans l'économie sur la difficulté de voir se vérifier la PPA. Il reste cependant que ces chocs réels n'expliquent pas toute la variabilité des taux de change réels. En effet, Genberg (1978) montre que les déviations de la PPA, peuvent être expliquées soit par des mouvements du taux de change nominal, soit par des mouvements du prix relatif entre les pays car:

$$\Delta \log (e P^*/P) = \Delta \log e + \Delta \log (P^*/P). \quad (23)$$

Il montre ainsi qu'en 1973 et 1976 le taux de change nominal a été de loin la source dominante du mouvement de court terme dans le rapport  $P^*/P$ . De plus, il montre que ceci n'était pas le cas lorsque les taux de change étaient fixes. A moyen terme, il découvre que les changements structurels sont la source majeure des déviations et que les taux de change ne seraient pas loin de la PPA si l'on ajustait pour les variations structurelles. Seulement elles ne sont pas facilement prévisibles.

Cette dernière étude suggère donc qu'à court terme, on a une très grande variabilité des taux de change autour de sa valeur de la PPA, alors que les prix sont relativement stables, et ce pour une période de taux de change flottants. Il faut donc introduire l'effet des chocs monétaires pour mieux saisir les mouvements du taux de change réel et avoir une vision plus globale du phénomène de la PPA.

Dans un cadre nouveau de comportement des taux de change, on essaiera dans la partie suivante d'analyser l'impact des chocs d'ordre monétaires sur la PPA pour - face aux différentes études empiriques récentes des mouvements du taux de change réels - se demander s'il existe ou non un mécanisme par lequel le taux de change tendrait à égaliser sa valeur de PPA.

## CHAPITRE 2 - LA PPA DES MARCHES EFFICACES FACE À LA THEORIE MONETAIRE DE DETERMINATION DES TAUX DE CHANGE

Avant d'aborder les récents développements en ce qui a trait à la PPA, il semble approprié, à ce point, de rendre compte des leçons que l'on a pu retirer des comportements des taux de change durant les années 70.

Mussa (1984), dérive quelques conclusions importantes provenant de l'étude empirique du taux de change. Ainsi, pour des taux de change flottant assez librement, tel que pour la livre anglaise, le franc suisse, le franc français, le mark allemand, le yen japonais et avec quelques différences le dollar Canadien, on se rend compte que les changements mensuels du taux de change au comptant sont importants et presque entièrement aléatoires et imprévisibles. Les variations dans les taux de change au comptant qui sont souvent non anticipées correspondent d'assez près aux changements dans les anticipations du marché sur les taux de change futurs. Les changements dans les taux de change nominaux sont reliés aux variations du taux de change réel. Les changements cumulatifs des taux de change réels sur une période d'un an ont été souvent très grands. Il n'y a pas de relations systématiques et fortes entre les mouvements du taux de change nominaux et réels et les balances des comptes courants qui permettent une explication d'une fraction substantielle des mouvements des taux de change actuels. Enfin, les déplacements dans le temps des taux de change réels et nominaux ne sont pas reliés de près aux

différentiels de croissance de la masse monétaire, excepté pour les pays à hauts niveaux d'inflation.

Ces observations impliquent certaines conséquences importantes pour les théories du comportement des taux de change. D'abord les mouvements observés ne peuvent pas être expliqués par un modèle simple de flux des paiements, qui suggère que les taux de change s'ajustent pour maintenir l'équilibre de la balance des paiements. De plus, un modèle monétaire qui relie les mouvements des taux de change aux différentiels de croissance de la monnaie n'est pas meilleur<sup>1</sup>, excepté pour les pays à haut niveau d'inflation. Comme on l'a vu au chapitre I, la PPA n'est pas une explication suffisante des comportements des taux de change. Une implication importante, qu'a soulevé Frenkel (1981b) est celle de la perception du taux de change comme un prix d'actif. On a remarqué que le taux de change partage plusieurs des caractéristiques propres des prix des actifs qui sont échangés sur des marchés organisés tels les actions, les bons à long terme, ainsi que pour des marchés centralisés de plusieurs biens agricoles, et des métaux. Les changements mensuels des prix de ces actifs sont souvent aléatoires et imprévisibles. Pour les actifs ayant des prix futurs et au comptant, il y a une forte corrélation entre les changements dans les prix au comptant et les changements contemporains des prix futurs. Ceci indique que les changements dans les prix au comptant sont souvent non anticipés et correspondent d'assez près aux changements

---

<sup>1</sup>Les prévisions qu'il peut donner sont moins bonnes que celles fournies par d'autres modèles de type autorégressif, du moins à court terme et même à moyen terme.



dans les anticipations du marché des prix au comptant dans le futur. Cependant, les changements dans les prix des actifs dans ces marchés organisés ne sont pas reliés de près aux variations mensuelles dans le niveau général des prix, impliquant que les changements dans les prix nominaux sont aussi des changements dans les prix réels.

On peut donc supposer que les changements dans le taux de change nominal reflètent les changements anticipés dans les conditions économiques qui affectent les demandes et offres de monnaies dans le futur. Des changements non anticipés dans le taux de change reflètent les nouvelles informations concernant la réalité économique. L'observation que les changements dans les taux de change sont souvent aléatoires et imprévisibles<sup>2</sup> reflètent la prépondérance de changements non anticipés reflétant de nouvelles informations par rapport aux changements anticipés.

Cette caractérisation du taux de change implique de nouvelles considérations en ce qui concerne la Parité du Pouvoir d'achat ou, plus particulièrement, les déviations du taux de change autour de sa valeur d'équilibre de long terme ou encore des mouvements du taux de change réel. Deux hypothèses principales s'opposent dans la théorie actuelle, soit la théorie du déséquilibre qui est issue des travaux de Dornbusch (1976) et une théorie du mouvement du taux de change réel essentiellement basée sur certaines observations empiriques et centrée sur la PPA des marchés efficaces.

---

<sup>2</sup>Dans le cadre des modèles théoriques présentés auparavant.

## 2.1 THEORIE DU DESEQUILIBRE ET APPROCHE MONETAIRE DE LA BALANCE DES PAIEMENTS

Si l'on s'entend en général pour dire que la PPA est la valeur d'équilibre de long terme des taux de change nominaux, il reste que le comportement du taux de change à court terme est loin d'avoir été pleinement expliqué.

Bien que la version moderne de l'approche monétaire de la balance des paiements (A.M.B.P.), dit que les prix des actifs sont en équilibre donc le prix de la monnaie<sup>3</sup> est en équilibre et que la loi du prix unique se vérifie, cependant les prix des biens peuvent être en déséquilibre pour des périodes données, en général, à court terme. Ce déséquilibre sur le marché des marchandises est le mécanisme conducteur pour les flux de capitaux, le déséquilibre de la balance commerciale et d'autres perturbations monétaires. Ainsi, dans le modèle de Dornbusch (1976), la rigidité des prix implique qu'une expansion monétaire domestique devient une augmentation de la quantité réelle de monnaie ce qui induit une baisse du taux d'intérêt et une anticipation de la baisse du taux de change. Ces deux facteurs entraînent une sortie des capitaux puis une baisse du taux de change. Comme les investisseurs peuvent s'engager dans l'arbitrage instantané et sans coût de la monnaie<sup>4</sup>, ils garderont des actifs en monnaie domestique seulement si cette monnaie est supposée s'apprécier à un taux suffisant pour compenser la baisse du taux d'intérêt.

---

<sup>3</sup>Dans cette version, la monnaie est considérée comme un actif financier.

<sup>4</sup>A l'aide des instruments modernes mis à la disposition des investisseurs.

## 2.1 THEORIE DU DESEQUILIBRE ET APPROCHE MONETAIRE DE LA BALANCE DES PAIEMENTS

Si l'on s'entend en général pour dire que la PPA est la valeur d'équilibre de long terme des taux de change nominaux, il reste que le comportement du taux de change à court terme est loin d'avoir été pleinement expliqué.

La version moderne de l'approche monétaire de la balance des paiements (A.M.B.P.), dit qu'à court terme, alors que les prix des actifs sont en équilibre donc le prix de la monnaie<sup>3</sup> est en équilibre, les prix des biens peuvent être en déséquilibre pour des périodes données, en général, à court terme. Ce déséquilibre sur le marché des marchandises est le mécanisme conducteur pour les flux de capitaux, le déséquilibre de la balance commerciale et d'autres perturbations monétaires. Ainsi, dans le modèle de Dornbusch (1976), la rigidité des prix implique qu'une expansion monétaire domestique devient une augmentation de la quantité réelle de monnaie ce qui induit une baisse du taux d'intérêt et une anticipation de la baisse du taux de change. Ces deux facteurs entraînent une sortie des capitaux puis une baisse du taux de change. Comme les investisseurs peuvent s'engager dans l'arbitrage instantané et sans coût de la monnaie<sup>4</sup>, ils garderont des actifs en monnaie domestique seulement si cette monnaie est supposée s'apprécier à un taux suffisant pour compenser la baisse du taux d'intérêt.

---

<sup>3</sup>Dans cette version, la monnaie est considérée comme un actif financier.

<sup>4</sup>A l'aide des instruments modernes mis à la disposition des investisseurs.

Pour que cette anticipation soit rationnelle, la dépréciation initiale doit plus que compenser la dépréciation de long terme pour maintenir la PPA.

Un autre modèle (approche des portefeuilles) a été mis de l'avant. Il suppose qu'un accroissement dans l'offre de monnaie va faire diminuer le taux d'intérêt sur les obligations domestiques menant les investisseurs à acheter des obligations étrangères à un meilleur taux de rendement. La monnaie va donc se déprécier initialement ce qui rend les exportations plus intéressantes et va ainsi induire un surplus du compte courant suffisant pour accumuler des actifs étrangers. Pour maintenir l'équilibre des portefeuilles (définie comme étant un solde des comptes de capital nul) la monnaie domestique doit s'apprécier suffisamment pour générer un déficit commercial qui élimine les intérêts ajustés, gagnés sur les nouvelles obligations acquises.

Malgré leurs différences, ces modèles prévoient qu'une hausse des prix domestiques sera suivie d'une appréciation du taux de change. Ceci implique une baisse initiale de taux de change ajustée par l'inflation qui sera suivie par une période durant laquelle le taux de change réel s'accroît. On aura donc une déviation, au moins à court terme, de la Parité du Pouvoir d'achat, dans la mesure où le taux de change différera de sa valeur d'équilibre.

Cependant, ces modèles d'ajustement de la balance des paiements supposent que les déviations de la PPA sont persistantes et prévisibles

pendant la période d'ajustement. Le problème est donc de vérifier que les déviations de la PPA ou les mouvements de taux de change réels ont cette forme de persistance.

## 2.2 LA PPA DES MARCHES EFFICACES

Dans cette approche de la PPA, les auteurs, en particulier Roll (1979), se sont basés sur le fait que l'incertitude dans les prix est primordiale dans le concept des marchés efficaces.

Ainsi, les agents font des prévisions étant donné l'information dont ils disposent. Le résultat ne peut être toujours précis car les prix observés diffèrent des prévisions étant donné les nouvelles informations. Pour comprendre ce processus appliqué au marché des biens, on considère un bien ayant les attributs d'un actif, c'est-à-dire que sa présence physique est sans importance (ou encore qu'il peut être livré sans coût dans l'intervalle d'observation). Supposons que le bien est acheté pendant la période  $t-1$  dans le pays B et vendu pendant la période  $t$  dans le pays A. Le taux de rendement nominal en monnaie de B pour cette transaction est:

$$\begin{aligned} R(i, t) &= \log [p(i, A, t) \times S(B, A, t) / p(i, B, t-1)] \\ &= \log [p(i, A, t) \times S(B, A, t)] - \log p(i, B, t-1) \end{aligned} \quad (24)$$

où  $p(i, A, t)$  est le prix du bien  $i$  dans le pays A au temps  $t$ . De façon correspondante, on définit  $p(i, B, t-1)$ .  $S(B, A, t)$  est le prix de la monnaie A, en monnaie B, au temps  $t$ , soit le taux de change de A en monnaie de B. Si les prix relatifs dans le pays B ne changent pas entre  $t-1$  et  $t$ ,

alors le taux d'inflation est:

$$\begin{aligned} & \log p(i, B, t) - \log p(i, B, t-1) \\ & = \log [p(i, B, t)/p(i, B, t-1)], \end{aligned} \quad (25)$$

et ainsi, le taux de rendement réel ou la rente tirée de la position sur le bien est:

$$\begin{aligned} r_{\bullet}(i, i, t) &= \log [p(i, A, t) \times S(B, A, t)] - \log p(i, B, t-1) \\ &\quad - (\log [p(i, B, t) - \log p(i, B, t-1)]) \\ &= \log [p(i, A, t) \times S(B, A, t)/p(i, B, t)] \end{aligned} \quad (26)$$

Si le bien est acheté à A durant t-1, et vendu en B durant t, et si les prix relatifs en A restent inchangés, alors le taux de rendement réel en monnaie A est  $-r_{\bullet}(i, i, t)$ . En effet, on aurait:

$$\begin{aligned} \text{Taux de rendement} &= \log [p(i, B, t) \times S(A, B, t)/p(i, A, t)] \\ &= \log [p(i, B, t)/p(i, A, t) \times S(B, A, t)] \end{aligned} \quad (27)$$

car  $S(A, B, t) = 1/S(B, A, t)$ .

Donc,

$$\text{Taux de rendement} = \log [1/[p(i, A, t) \times S(B, A, t)/p(i, B, t)]]$$

où  $p(i, A, t) \times S(B, A, t)/p(i, B, t) = r_{\bullet}(i, i, t)$

$$\text{d'où taux de rendement} = \log 1 - r_{\bullet}(i, i, t) = -r_{\bullet}(i, i, t) \quad (28)$$

or, si la PPA se vérifie exactement et si les prix relatifs sont fixes dans la période d'observation, alors,  $p(i, A, t) \times S(B, A, t)/p(i, B, t) = 1$  ce qui implique que  $r_{\bullet}(i, i, t) = \log 1 = 0$ .

D'une autre façon, on peut permettre que les prix relatifs ne sont pas constants, en mesurant le taux d'inflation par un indice relevant du pouvoir d'achat du spéculateur. Sans entrer dans les détails du calcul, on arrive à un résultat similaire pour les taux de rendement. De même, une expression analogue peut-être retenue pour un spéculateur qui ne livre pas, mais qui achète un bien dans un pays étranger pour le revendre dans le futur à ce même pays. Le taux de rendement de cette spéculation sera identique dans la mesure où la parité des pouvoirs d'achat absolue tient pour le bien  $i$  dans la période  $t-1$ .

De plus, le rendement de la spéculation par le biais de la livraison sera supérieur à celui de la spéculation intertemporelle, si le bien  $i$  est moins cher en  $B$  à  $t-1$  que dans son pays de destination en  $A$ . De fait, il doit y avoir plusieurs biens pour lesquels le temps de rendement de livraison est positif ou négatif de façon persistante et avec une ampleur suffisante pour compenser les risques de livraison (i.e., perte physique et changement dans les prix).

Ainsi, tout bien  $i$  allant de  $B$  à  $A$  doit offrir un rendement positif équivalent à un rendement sur un investissement domestique (i.e., en  $B$ ) de risque équivalent. On ne doit pas être surpris si la loi du prix unique ne tient pas pour de tels biens. D'autre part, il serait surprenant de voir des rentes positives ou négatives de façon systématique sur la moyenne de tous les envois faits par les deux pays. Donc la moyenne algébrique des rendements spéculatifs doit tendre vers 0. C'est ce qui est exprimé par la théorie classique de la PPA. Ainsi, si l'un utilise des indices de prix, on peut définir la PPA de la façon suivante:

$$r(i, j, t) = \log [p(i, A, t) \times S(B, A, t)/p(j, B, t)] \\ - \log [p(i, A, t) \times S(B, A, t-1)/p(j, B, t-1)] \quad (29)$$

en utilisant  $i$  comme l'indice du prix relevant des résidents de  $A$  et pour leur pouvoir d'achat, et  $j$  l'indice relevant de  $B$ .

Ainsi, la PPA classique implique:

$$r(i, j, t) = 0 \quad (30)$$

On ne peut supposer qu'une telle relation tienne parfaitement. A la place, on a développé une analyse moderne qui tient compte de l'incertitude. Ainsi, même si des événements aléatoires peuvent faire que  $r(i, j, t)$  est positif ou négatif pour certaines périodes, on suppose que:

$$E(r(i, j, t)/Q_{t-1}) = 0 \quad (31)$$

où  $E(\quad)$  est l'anticipation de  $r(i, j, t)$  conditionnelle à l'information disponible au temps  $(t-1)$ .



On a donc, à partir de (29):

$$\begin{aligned} & E(\log[p(i, A, t) \times S(B, A, t)/p(j, B, t)] \mid Q_{t-1}) \\ & = \log[p(i, A, t-1) \times S(B, A, t-1)/p(j, B, t-1)] \end{aligned} \quad (32)$$

soit  $I(i, A, t)$  l'inflation de  $t-1$  à  $t$  au pays A. Alors,

$$I(i, A, t) = \log[p(i, A, t)/p(i, A, t-1)]. \quad (33)$$

De même, on définit  $I(j, B, t)$  l'inflation de B. On a alors:

$$\begin{aligned} & E(\log S(B, A, t) - I(i, A, t) - I(j, B, t)) \mid Q_{t-1}) \\ & = \log S(B, A, t-1). \end{aligned} \quad (34)$$

Ce qui veut dire que toute l'information disponible pour prévoir le taux de change ajusté par le différentiel d'inflation devrait être contenue dans le taux de change au marché de la période précédente et aucune autre variable ne devrait ajouter à la performance prédictrice du taux de change de cette période.

On peut écrire cela d'une autre façon à partir des notations déjà utilisées auparavant dans le texte, soit  $r_t$  étant le log du taux d'intérêt réel et  $P_t, P_t^*$  les niveaux de prix (en log) et  $S_t$  le taux de change nominal aussi en log. On sait que:

$$r_t = S_t + P_t - P_t^* \quad (35)$$

On a alors que le processus stochastique décrit les mouvements du taux de change réel est:  $r_t = r_{t-1} + E_t$ , c'est-à-dire une martingale, ou  $E_t$  est un bruit blanc, un terme aléatoire.

Cette caractérisation du taux de change réel diffère de façon importante de celle décrite dans la partie 1 puisqu'elle suppose que les mouvements du taux de change réel sont tout à fait imprévisibles et donc peuvent à la rigueur être permanents.

Ainsi, tout ce que suppose cette approche est que si les anticipations ne se réalisent pas, il n'y a pas de mécanisme d'arbitrage qui réaligne le taux de change de telle façon que la PPA relative se vérifie ex post aussi bien que ex ante. Tout ce qu'on peut dire, c'est que dans des marchés efficaces, les anticipations des prix futurs des monnaies ne peuvent être systématiquement fausses, mais ces anticipations ne forcent pas les taux futurs à être ce qu'ils sont. On suppose que les facteurs réels qui déterminent les taux de change déterminent aussi les anticipations sur ces taux. Donc, la seule relation systématique à laquelle on peut s'attendre devrait être entre les taux de change anticipés et l'inflation anticipée et dans la mesure où l'arbitrage financier est à la base de la PPA relative, les changements dans le taux de change corrigés par l'inflation seront imprévisibles.

Une hypothèse cruciale et certainement contestable de toute cette approche est de supposer la concurrence parfaite dans tous les marchés et en particulier dans le marché des biens. Il est en effet reconnu qu'une

analyse du secteur manufacturier de l'économie devrait davantage s'appuyer sur des hypothèses microéconomique de concurrence imparfaite à l'intérieur des diverses industries. Elle suppose de plus une parfaite flexibilité des prix, ce qu'on ne retrouve pas en général.

L'avantage des modèles du type de celui de Dornbusch tel que présenté dans la partie précédente, est de faire coexister le déséquilibre du taux de change avec une hypothèse chère à l'approche des marchés efficaces, soit l'hypothèse d'absence d'arbitrage financier profitable. L'hypothèse d'arbitrage profitable sur le marché des biens, lorsqu'il y a des déviations de la PPA n'est pas une conclusion de l'approche de l'AMBP, on devrait plutôt considérer ces déviations comme étant des conséquences de l'incertitude et de rigidité structurelles liées aux marchés des biens qui n'impliquent pas nécessairement des possibilités d'arbitrage profitable.

On peut donc dire que l'existence ou non de déviations transitoires à la PPA suite à des chocs d'ordre monétaire constitue le centre du débat. Ainsi, soit les mouvements des taux de change réel peuvent être reliés dans le temps, impliquant dans une certaine mesure un processus par lequel les taux de change vont tendre vers leur valeur d'équilibre de la PPA, soit ces mouvements sont indépendants et il n'y a pas de raison de croire que les taux de change vont effectivement tendre vers cette valeur d'équilibre.

La réponse à cette question réside en majeure partie dans l'examen empirique des taux de change réels. On verra dans la partie qui suit différentes études et les conclusions qui en ressortent pour la PPA.

### 2.3 REVUE D'ETUDES EMPIRIQUES

Sans être exhaustif ni même explicite en ce qui a trait aux méthodes d'estimations utilisées, on essaiera de voir ce qui ressort des études et surtout la portée de leurs conclusions.

Une brève description des modèles de détermination des taux de change nominaux semble appropriée à ce point-ci. Dans le cas de l'AMBP<sup>5</sup> on a un modèle général qui est:

$$S = a_0 + a_1(m - m^*) + a_2(y - y^*) + a_3(r_{\bullet} - r_{\bullet}^*) + a_4(\pi^e - \pi^{e*}) + a_5 \overline{TB} + a_6 \overline{TB}^* + u, \quad (36)$$

où  $s$  est le logarithme du prix en dollar des monnaies étrangères  $m - m^*$  le log du ratio de la masse monétaire U.S. sur la masse monétaire étrangère,  $y - y^*$  le log du ratio des revenus réels,  $r_{\bullet} - r_{\bullet}^*$  le différentiel du taux d'intérêt de court terme,  $\pi^e - \pi^{e*}$  le différentiel anticipé des taux d'inflation de long terme (calculé en général à l'aide des différentiels des taux d'intérêt de long terme ou avec processus autorégressif d'inflation). Finalement,  $\overline{TB}$  et  $\overline{TB}^*$  représentent les soldes commerciaux accumu-

---

<sup>5</sup>Telle que transformée par Hooper et Merton, présentée par Mussa (1984).

lés et  $u$ , un terme d'erreur. Dans le modèle Dornbusch-Frankel, on suppose la rigidité des prix et des déviations subséquentes de la PPA, avec  $a_5 = a_6 = 0$ . Les  $\overline{TB}$  et  $\overline{TB}^*$  ont été ajoutés par Hooper et Morton pour tenir compte des variations de long terme du taux de change.

Meese et Rogoff (1983) testent ces modèles ainsi qu'un modèle de promenade aléatoire, c'est-à-dire  $S_t = S_{t-1} + u_t$  et trouvent que ce dernier modèle produit des prévisions aussi bonnes que les modèles structurels dans le cas des taux de change bilatéraux dollar/mark, dollar/livre et dollar/yen. Ceci est évidemment une conclusion importante en ce qui concerne la volonté de spécifier la détermination des taux de change et surtout pour justifier la pertinence d'interpréter le taux de change comme un prix d'actif, dans la mesure où les modèles structurels ne produisent pas de meilleures prévisions à court terme.

Bien qu'en général les études semblent corroborer l'hypothèse selon laquelle les taux de change réels suivent une martingale et ne sont donc pas reliés dans le temps ainsi que le montrent les travaux de Roll (1979), Frenkel (1981b), Adler-Lehmann (1983) et Cumby-Obstfeld (1984), il reste la possibilité que ces taux de change réels puissent suivre un processus autorégressif d'ordre 1<sup>e</sup> (Frenkel, 1981b), ce que l'on ne peut pas sous-estimer. Hakkio (1984) indique que la PPA ne tient pas à court terme, les déviations étant persistantes et tend à se vérifier à long terme, mais il ne peut distinguer les causes de déviation de la PPA.

---

<sup>e</sup>C'est-à-dire que l'équation pour le taux de change réel sera de la forme:  $S_t = a_1 S_{t-1} + e_t$  où  $e_t$  est un terme aléatoire.

D'autre part, Driskill (1981), étudiant le taux de change entre les Etats-Unis et la Suisse entre 1973 et 1979, corrobore l'hypothèse de sur-compensation suite à des chocs monétaires et montre que les ajustements subséquents pour revenir au taux de change d'équilibre de long terme demandent plus de deux ans.

Finn (1986) montre qu'en introduisant des anticipations rationnelles aux modèles monétaires, on arrive à des prévisions aussi bonnes que celles données par le modèle de promenade aléatoire pour des prévisions de un, six et douze mois.

Lothian (1986) analyse le comportement du taux de change réel de 11 pays pour la période allant de 1957 à 1985. Il observe que les déviations de la PPA sont d'une durée assez longue mais à plus long terme, les variations dans les taux de change nominaux sont expliquées par les différentiels d'inflation. Ces taux de change nominaux ont tendance à se diriger vers la PPA.

Daniel (1986a) montre que la variance des déviations de la PPA autour de leur moyenne est plus grande pour les pays ayant une offre de monnaie plus volatile<sup>7</sup>. Dans le temps, ces déviations tendent à décroître et la volatilité de la monnaie n'explique qu'une fraction de la variance des déviations, ce qui semble impliquer que les chocs monétaires, compte tenu

---

<sup>7</sup>C'est-à-dire que l'offre de monnaie montre une plus grande variabilité dans le temps.

du fait que les prix s'ajustent lentement dans le temps, expliquent une grande partie des déviations de la PPA à court terme, ce qui appuie l'hypothèse de Dornbusch. A long terme cependant, les chocs réels influencent la valeur d'équilibre de la PPA.

Daniel (1986b) utilise une formulation explicite de la rigidité des prix pour essayer de déterminer le processus expliquant les déviations de la PPA. J'expliquerai ci-dessous en détail ce modèle car il sera utile dans des études subséquentes de la théorie de la PPA.

Le modèle est basé sur le fait que l'incorporation continue des "nouvelles" dans les prix des biens est relativement plus coûteuse que bénéfique. En effet, il en coûte à la firme de déterminer le prix qui maximise ses profits, car elle doit payer pour récolter l'information nécessaire au calcul du prix. Dans la mesure où la firme a des coûts fixes, elle ne choisira pas de récolter l'information de façon continue. Ainsi, toute nouvelle depuis la dernière récolte ne sera pas incorporée dans les prix avant la prochaine recherche. Il faut ajouter que cette situation est une conséquence d'une hypothèse d'information imparfaite en ce qui a trait à la provenance des chocs qui peuvent affecter les prix. Le producteur ne sait pas nécessairement si les chocs sont d'origine monétaire ou réelle et de plus, il ne sait pas si ces chocs sont permanents ou transitoires.

Si l'on suppose que le  $i^{\text{ème}}$  prix à information complète  $P_{it}$  en log est décrit ainsi:

$$P_{1t} = a - W_{1t} - V_{1t}$$

où  $W_{1t}$  et  $V_{1t}$  sont des chocs représentant différents genres de nouvelles. Ces chocs ont une certaine persistance, de telle façon qu'il est profitable d'acquérir de l'information. La firme fixe le prix à son anticipation du prix d'équilibre, conditionnel au plus récent ensemble d'informations qu'elle a choisi de traiter et d'acquérir. La firme choisit la fréquence de recherche en comparant les coûts et les bénéfices à l'acquisition de cette information. Elle peut choisir de récolter son information sur deux types de perturbations avec différentes fréquences. Ainsi, le prix de la firme au temps  $t$  peut s'écrire:

$$P_{1t} = a_1 + E_{t-j} W_{1t} + E_{t-k} V_{1t} \quad (37)$$

où  $(t-j)$  et  $(t-k)$  sont les dernières dates auxquelles la firme a choisi de faire de la recherche pour déterminer  $W_{1t}$  et  $V_{1t}$ . La recherche de l'une des informations n'implique pas une recherche sur l'autre.

Ainsi, le prix agrégé de l'économie, calculé par un indice géométrique des prix donne:

$$P_t = a + \sum_{j=0}^J \gamma_j E_{t-j} W_t + \sum_{k=0}^K \lambda_k E_{t-k} V_t. \quad (38)$$

où  $\gamma_j$  est la proportion des firmes faisant de la recherche sur les  $W$  à  $t-j$  et  $\lambda_k$  est défini de façon analogue. Le nombre de firmes s'ajustant à tout moment à l'une ou l'autre des informations est supposé assez grand pour



que les composants spécifiques à la firme soient égaux à 0. Donc,  $W_t$  et  $V_t$  sont définis comme des perturbations agrégées affectant l'économie. Une équation analogue tient pour le pays étranger:

$$P_t^* = a^* + \sum_{j=0}^J \gamma_j E_{t-j} W_t^* + \sum_{k=0}^K \lambda_k E_{t-k} V_t^*, \quad (39)$$

où il est supposé que les deux économies sont suffisamment similaires pour que les fréquences d'ajustement soient identiques.

Supposons que les  $W$  déterminent le taux de change de telle manière que:

$$W_t - W_t^* = (1 - \tau) e_t, \quad 0 \leq \tau < 1 \quad (a)$$

$$\text{et que } V_t - V_t^* = u_t \quad (b)$$

où  $e_t$  est le taux de change. L'équation (a) signifie que des déterminants stochastiques des prix d'équilibre déterminent aussi le taux de change. Ces perturbations peuvent être en partie réelles et en partie nominales de façon à ce que le taux de change ne soit pas obligé de s'ajuster de façon parfaitement proportionnelle aux  $W$  relatifs. Les  $V$  sont supposés n'avoir aucun impact sur les taux de change. Ils reflètent aussi tous les déterminants des prix non compris dans le taux de change.

En utilisant (38) et (39), puis (b) et en posant  $\alpha = a - a^*$  on obtient:

$$P_t - P_t^* - e_t = \alpha - e_t + \sum_{j=0}^J \gamma_j (1 - \tau) E_{t-j} e_t + \sum_{k=0}^K \lambda_k E_{t-k} U_t. \quad (40)$$

Les implications du comportement de détermination des prix sont les suivantes: les déviations de la PPA (à gauche dans l'équation) croissent avec les surprises<sup>a</sup> sur les taux de change courant car ils incorporent immédiatement les nouvelles informations, ce qui n'est pas vrai pour les prix. Avec le temps, les prix s'ajustant, les déviations initiales de la PPA disparaissent. Cependant, dans la mesure où les surprises sont dues à des chocs réels, l'effet de la nouvelle information sur les déviations de la PPA ne sont pas nécessairement éliminées, même à long terme.

Pour voir l'effet de l'information imparfaitement incorporée dans les prix sur les déviations de la PPA, on peut réécrire (40) de la façon suivante:

$$P_t - P_t^* - e_t = \alpha - \tau e_t - \sum_{j=0}^J \gamma_j (1 - \tau) (e_t - E_{t-j} e_t) + \sum_{k=0}^K \lambda_k E_{t-k} U_t \quad (41)$$

Si toute l'information courante est incorporée dans les prix, le 3e terme à droite est nul, et le coefficient de  $e_t$  va refléter dans quelle mesure le taux de change incorpore les chocs réels vis-à-vis les chocs nominaux. L'équation (41) montre que les déviations de la PPA dépendent des taux de change courant, des surprises du taux de change et d'un terme d'erreur. S'il n'y a que des chocs nominaux,  $\tau = 0$ , seulement les surprises du taux de change et non son niveau sont responsables des déviations.

---

<sup>a</sup>Ces surprises sont des événements non anticipés qui affectent la variable étudiée.

Le modèle estimé de Daniel tient compte du fait que les déviations de la PPA et le taux de change semblent être caractérisés par des promenades aléatoires ou presque aléatoires. Ce qui implique que l'on doit estimer l'équation par une forme aux différences premières.

Si l'on pose  $D y_t = y_t - Y_{t-1}$ , alors (41) devient:

$$D(P_t - P_t^* - e_t) = - (e_t - e_{t-1}) + \sum_{j=0}^J (E_{t-j} e_t - E_{t-j-1} e_t) + \sum_{k=0}^K \lambda_k (E_{t-k} U_t - E_{t-k-1} U_t), \quad (42)$$

où  $\gamma_j = \gamma'_j(1-\tau)$

L'auteur utilise une série chronologique univariée pour estimer les anticipations du taux de change. L'équation (42) est estimée avec des données mensuelles sur les indices de prix de production et l'IPC pour les Etats-Unis vis-à-vis la France, la RFA, le Japon, la Grande-Bretagne et le Canada pendant la période de taux de change flexibles. Les taux de change utilisés sont une moyenne pour chaque période. Soit  $e_{t-j}$  l'estimateur de  $E_{t-j} e_t$ , on a alors:

$$D(P_t - P_t^* - e_t) = (\beta + \gamma_0) De_t + \sum_{j=1}^J (\gamma_j De_{t-j} + \epsilon_t), \quad (43)$$

où  $\beta$  est le coefficient de  $e_t - e_{t-1}$ , dans (42) et est théoriquement égal à (-1) et  $\epsilon_t$  est une erreur non observable de (42).

Les estimations montrent que  $\beta + \gamma_0$  est près de  $-1$ , ce qui est consistant avec l'hypothèse de non ajustement des prix en réponse à un changement des taux de change (i.e.  $\beta = -1$ ,  $\gamma_0 = 0$ ). Un changement du taux de change cause une déviation contemporaine de la PPA lorsque les prix sont fixes. Les  $\gamma_j$  sont positifs pour  $j > 0$  et dans la plupart des cas statistiquement significatifs, impliquant que les prix commencent à s'ajuster aux nouvelles, ce qui crée les changements dans le taux de change.

Un complet ajustement aux nouvelles prend plus longtemps avec l'IPC qu'avec l'indice des prix des producteurs allant de neuf mois à 19 ou 20 mois<sup>9</sup>. L'effet initial du taux de change sur les déviations de la PPA ne disparaît pas tout à fait à long terme, ce qui semble impliquer l'existence de perturbations réelles.

Il est important de remarquer dans cette étude le rôle explicite de la rigidité des prix car c'est probablement un des problèmes majeurs de la macroéconomie de ne pouvoir tenir compte facilement de cette rigidité lors des travaux empiriques. Il est aussi bon de noter que l'hypothèse utilisée pour expliquer cette rigidité est en accord avec celles avancées par d'autres auteurs telles la rigidité des contrats de travail. De plus, elle concorde avec l'hypothèse avancée par Dornbusch (1985b) ainsi que par Krugman (1986) selon laquelle les industries manufacturières produisent des biens qui ne sont pas parfaitement homogènes dans les divers pays, ce qui

---

<sup>9</sup>Cette différence est due au fait de la construction des indices, c'est-à-dire des biens utilisés dans le calcul.

crée une situation de concurrence monopolistique, c'est-à-dire que les firmes exercent un certain contrôle sur les prix de produits qu'elles mettent sur le marché. Si, comme on l'a vu, on peut prétendre que cette fixité temporaire du prix a un effet de court et même moyen terme sur les déviations de la PPA, on peut se demander si l'importance relative du secteur manufacturier et du secteur tertiaire par rapport au secteur primaire peut avoir un impact sur la rigidité de l'ajustement global du prix.

En effet, on distingue deux types de biens parmi ceux qui sont essentiellement commercialisables, soit ceux du type I, telles les matières premières dont le prix fluctuent beaucoup dans des marchés centralisés. Il y a de plus les biens de type II, qui sont manufacturés et pour lesquels on ne peut dire qu'il y a homogénéité parfaite. Ainsi, une voiture japonaise n'est certes pas équivalente à une voiture allemande comme une tonne de fer produite au Canada est équivalente à une tonne de fer produite ailleurs dans le monde.

On peut donc prétendre que l'importance relative du secteur primaire dans une économie, par une plus grande flexibilité des prix des produits fabriqués dans ce secteur, peut accélérer le processus d'ajustement de la PPA suite à des chocs monétaires.

Afin de tester cette hypothèse, on peut suggérer plusieurs possibilités. D'abord, à l'aide d'un modèle du type de celui décrit par Daniel (1986), on peut essayer d'introduire un facteur de pondération des différents secteurs de l'économie dans l'équation de détermination des prix.

Selon l'importance de la part du secteur primaire pour différents pays, on pourrait ainsi voir l'impact sur la rapidité d'ajustement de la PPA.

Une autre hypothèse, qui sera retenue, est d'étudier les mouvements du taux de change réel dans un modèle de détermination de ce taux et d'essayer de tenir compte du problème de la rigidité des prix dans ce modèle. On verra au chapitre 4 comment on s'y prendra. Mais avant, il semble intéressant d'étudier la performance de la PPA, ce qui nous donnera un aperçu du mouvement des taux de change réels.

## CHAPITRE 3

### TESTS DE LA PPA, POUR QUATRE PAYS, DE 1960 A 1986

Comme on l'a vu dans les chapitres précédents, la PPA n'est pas une théorie tout à fait exacte du comportement du taux de change. Il serait plus vrai de dire que l'analyse du comportement des déviations de la PPA peut avoir un intérêt quant aux déterminants de ce taux. Néanmoins, il apparaît intéressant de voir à quel point on peut dire que la PPA s'est vérifiée et ce, en étudiant certains pays qui, par leurs caractéristiques particulières, peuvent nous donner quelques informations pertinentes sur la théorie. Donc, avant d'entrer dans les éléments plus particuliers de l'étude de la PPA, il convient d'effectuer certains tests sur cette théorie.

#### 3.1 LE TEST DE BASE

Nous reprendrons dans cette partie, la construction<sup>1</sup> qu'a décrite Krugman dans son article de 1978. Ainsi, l'équation type servant à décrire la PPA peut être écrite comme suit:

$$S = a + b (p - p^*) \quad (44)$$

---

<sup>1</sup>Il aurait été possible d'utiliser une structure d'observation différente, i.e. trimestrielle au lieu de mensuelle mais en définitive, le but de l'étude étant d'avoir une représentation la plus exacte que possible des déviations de la PPA, j'ai opté pour des observations mensuelles au détriment de la qualité du modèle.

où  $S$  est le taux de change nominal au comptant  
 $p$  indiquera l'indice de prix du pays étudié dans la monnaie  
nationale et  
 $p^*$  l'indice de prix américain.

Toutes les variables sont sous forme logarithmique.

Si la PPA relative se vérifie, on doit avoir  $b = 1$ . Cependant, Krugman a soulevé l'hypothèse selon laquelle le taux de change et les prix étant tous deux des variables endogènes, des effets allant des taux de change vers les prix pourraient contribuer à l'échec de la théorie si une équation était testée par moindres carrés ordinaires. Il a ainsi suggéré d'utiliser une méthode de variables instrumentales pour tenir compte de ce biais de simultanéité.

Dans les tests qu'il a effectués, l'auteur a comparé la performance de la PPA prise dans deux périodes différentes, soit entre 1920 et 1925 et entre 1973 et 1976 pour cinq pays: la Grande-Bretagne, la France, l'Allemagne, l'Italie et la Suisse. La variable de prix choisie était l'indice mensuel des prix de gros. Dans la plupart des cas, la méthode des variables instrumentales a amélioré les résultats comparativement à celles des moindres carrés ordinaires (MCO).



### 3.2 TEST DE LA PPA POUR LA PERIODE 1960 A 1986

Sans justifier pour le moment le choix des pays, qui sont: le Canada, l'Australie, le Japon et la République Fédérale d'Allemagne, nous reprendrons la méthodologie décrite par Krugman pour analyser le comportement de la PPA relative pour ces pays face aux Etats-Unis. L'indice de prix choisi est l'indice implicite des prix car, comme nous l'avons vu dans le chapitre 1, il correspond davantage aux fondements de la théorie que ne peuvent le faire des indices de prix du gros ou encore des indices de prix à la consommation.

#### 3.2.1 Sources des données

Les données sur l'indice implicite des prix, pour les quatre pays étudiés ainsi que pour les Etats-Unis, sont issues de la publication de l'O.C.D.E.: Principaux Indicateurs Economiques. Les données ont été normalisées à l'année de base 1980 (i.e. 1980 = 100 à l'aide d'une procédure équivalente à celle décrite par le logiciel informatique R.A.T.S.) où la moyenne des valeurs d'une année (pour nous l'année 1980) issue de la normalisation précédente (soit 1975 = 100, divisée par 100), nous donne le facteur de conversion nous permettant d'obtenir la série uniformisée. Les indices sont pris trimestriellement, ce qui est le plus faible intervalle de temps pour lequel les données sont disponibles.

En ce qui a trait aux taux de change, la même publication nous a donné des estimations trimestrielles du taux nominal au comptant, correspondant au taux de fin de période en cents américains par unité de l'autre monnaie, c'est-à-dire de la monnaie des quatre autres pays. La variable a donc été transformée pour obtenir un taux de change en monnaie "*nationale*" par dollar américain afin d'avoir le S de l'équation (44) qui correspond à un p de la même équation en indice de prix "*national*" et  $p^*$  en indice de prix américain.

### 3.3 L'EVALUATION EMPIRIQUE

#### 3.3.1 La méthodologie

Nous utiliserons deux méthodes pour faire cette évaluation de la théorie soit, d'une part, des régressions par moindres carrés ordinaires et, d'autre part, des régressions par utilisation de variables instrumentales. La première méthode, bien connue, peut se passer de commentaires. La seconde, cependant, exige que l'on s'y arrête quelques instants, afin de décrire quelles en sont les conséquences sur l'estimation des paramètres qui sont a et b dans l'équation (44).

D'abord, soulignons que l'utilisation de variables instrumentales découle de l'hypothèse d'endogénéité des deux variables utilisées. Il s'agit donc de trouver un ou des instruments qui ne sont d'aucune façon corrélés aux erreurs car, faut-il le préciser, l'équation estimée par les moindres carrés ordinaires prendra la forme:

$$S_t = a + b (p_t - p_t^*) + \epsilon_t \quad (45)$$

où l'indice  $t$  correspond au temps et prend donc des valeurs allant de 1 à 108 (4 observations par année). Krugman a donc suggéré d'utiliser une tendance temporelle, car on peut remarquer que les différents prix ont augmenté soit plus vite ou moins vite que les prix américains sur les différents intervalles de temps. De plus, un net avantage de cet instrument est qu'on peut raisonnablement supposer qu'il n'est pas corrélé aux erreurs. On devra cependant tenir compte du fait que les paramètres estimés par cette méthode ne garderont que les propriétés asymptotiques<sup>2</sup>, c'est donc dire qu'il faut un échantillon assez important pour avoir de bonnes estimations. Dans notre cas, l'utilisation de 108 observations pour chaque variable peut justifier que l'on pense obtenir de bons estimés. La variable temps, étant l'instrument, prendra les valeurs 1 à 108.

On évaluera donc, selon les deux méthodes décrites, la performance de la PPA pour quatre pays, pour une période allant de 1960 à 1986.

### 3.3.2 L'analyse des résultats

Les différents résultats que nous analyserons ici sont reportés dans les **Tableaux I à IV**, à la fin du chapitre. Nous invitons donc le lecteur à s'y référer pendant l'analyse que nous en faisons. On y retrouve les

---

<sup>2</sup>Cf. Johnston, Econometric Methods, McGraw Hill éditeurs, p. 366.

estimations des paramètres avec, entre parenthèses<sup>3</sup>, les écarts-types de ces estimés, permettant d'obtenir les valeurs observées utilisées dans les tests de student et de normale dans les cas où les estimés ont des propriétés uniquement asymptotiques. Les D.W. indiquent les valeurs que prennent la Durbin-Watson, servant à vérifier s'il y a ou non corrélation<sup>4</sup>. Les tableaux présentant des équations corrigées pour l'autocorrélation de premier ordre donneront l'estimation du coefficient de corrélation, avec pour symbole, la lettre  $\rho$ .

### 3.3.2.1 Analyse par moindres carrés ordinaires

Le Tableau I, présentant les premiers résultats, rejette très nettement l'hypothèse de la PPA. Cependant, les Durbin-Watson, qui pour l'échantillon utilisé et pour le nombre de variables de l'équation, nous donnent des valeurs critiques peu différentes de 1.407 et 1.468 comme bornes minimales et maximales au niveau 1% (1.567 et 1.629 au niveau 5%), nous permettent de conclure à la présence d'autocorrélation positive d'ordre 1 et ce, pour les quatre pays.

Le Tableau II nous donne les équations corrigées par l'autocorrélation d'ordre 1. La méthode utilisée qui sera reprise à toutes les fois que ce problème se rencontrera, est celle du maximum de vraisemblance, due à

---

<sup>3</sup>Tous les tableaux présentés aux chapitres 3 et 4 auront la même forme.

<sup>4</sup>On rajoute aussi la SEE = écart-type de la régression.

Beach et McKinnon<sup>5</sup>. Notons que les estimés suivent une loi asymptotiquement normale. Cette méthode a été mise en oeuvre avec par l'intermédiaire du logiciel T.S.P. (Time Series Processer). L'analyse des résultats nous montre encore une fois une faible performance de la Parité des Pouvoirs d'Achat, sous sa forme relative, avec des  $R^2$  négatifs pour deux pays, l'Australie et le Canada, ce qui nous porte à penser que la PPA ne peut, à elle seule, expliquer le mouvement du taux de change. Il faut aussi remarquer les  $\rho$  très élevés, qui corroborent jusqu'à un certain point l'affirmation précédente. On se rend donc compte que l'utilisation des M.C.O. tend à faire rejeter sans aucun doute possible la théorie de la PPA. Cependant, comme nous l'avons déjà souligné, Krugman a avancé l'hypothèse de biais de simultanéité, ce qui nous amène à présenter une autre façon d'estimer les équations de la PPA, soit à l'aide de variables instrumentales.

### *3.3.2.2 Analyse par la méthode des variables instrumentales*

Si l'on examine le **Tableau III**, on se rend compte que comme dans le cas du **Tableau I**, on retrouve de très faibles valeurs de la Durbin-Watson ce qui, encore une fois, nous oblige à tenter de corriger l'effet de l'autocorrélation. La procédure utilisée est encore une fois issue du logiciel T.S.P. On se rend compte que sauf pour la R.F.A., les estimations tendent à rejeter l'hypothèse de la PPA. En effet, tous les paramètres estimés, à l'exception de celui de la R.F.A., sont non significatifs. De plus, la faiblesse des  $R^2$  nous indique une pauvre performance explicative de la

---

<sup>5</sup> Cf. Beach, Charles M. et McKinnon, James G. "A Maximum Likelihood Procedure for Regression with Autocorrelated Errors", *Econometrica*, 46 (1978), pp. 51-58.

régression. Il serait toutefois hasardeux de rejeter complètement la théorie. Il faut tenir compte du fait que l'on a étudié le phénomène sur une période de 26 ans pendant laquelle de nombreux changements structurels ont eu cours, ce qui peut vouloir dire que, tel que décrit par certains auteurs dans les chapitres précédents, il y a probablement eu des variations dans la valeur d'équilibre de la PPA, ce dont ne tiennent pas compte les équations estimées. On peut ainsi conclure d'abord que le type d'équation utilisé pour tester la PPA est probablement insuffisant. De plus, sur une longue période, l'effet de simultanéité n'est pas la cause majeure du rejet de la théorie. Enfin, et c'est ce qui est le plus important, on confirme les énoncés des chapitres précédents à l'effet que les déviations de la PPA sont importantes. On pourra s'en convaincre par l'étude des **graphiques 1 à 4** qui donnent les mouvements des déviations de la PPA dans le temps. On se rappellera qu'au chapitre 1, la définition du taux de change réel était la suivante:

Soit  $S_t$  et  $S_0$  les taux de change nominaux en période  $t$  et  $0$ , et  $PI_t^*$  et  $PI_t$  les indices de prix deux pays donnés. Alors le taux de change réel sera donné par:

$$\bar{S}_t = \frac{S_t}{S_0} \times \frac{PI_t^*}{PI_t} \quad (46)$$

Ainsi, à partir des données décrites précédemment, on peut calculer les quatre taux de change réels correspondants aux quatre pays étudiés. De plus, si l'on prend ce taux réel en logarithme, on arrive à une variable

décrivant les déviations de la PPA, ce qui est montré dans les graphiques qui suivent. La valeur de base, c'est-à-dire pour  $t = 0$  est celle de 1980.

Ces graphiques nous donnent quelques éléments intéressants sur le phénomène qui nous occupe. En effet, bien que dans tous les cas les tests nous amènent à rejeter la PPA et ce, quelque soit la méthode utilisée, on peut remarquer que pour l'Australie et le Canada en particulier, les déviations sont plus faibles que pour les autres pays. Ainsi, pour le Canada, nous retrouvons une valeur de 0.24, comme moyenne des déviations avec un écart-type de 0.64, alors que pour le Japon et la R.F.A., on a des moyennes respectivement de 0.3082 et de 0.3964 avec des écarts-types de 0.2507 et 0.2335. De plus, l'Australie, plus proche du Japon et de la R.F.A. que du Canada, a pour moyenne de déviations 0.2074 et pour écart-type 0.1686. Enfin, il semble aussi important de constater que sauf pour la R.F.A., l'arrivée des taux de change flexible a eu pour effet d'améliorer quelque peu la performance de la PPA et ce, même pour l'Australie qui a eu son taux de change fixé jusqu'en décembre 1983.

Il est donc important de constater que l'échec de la PPA, vu par les tests décrits précédemment, n'est pas nécessairement un rejet de la théorie dans la mesure où, comme Officer (1982) le disait, la PPA doit être le principal déterminant des taux de change. Il faut enfin remarquer que les déviations de la PPA sont parmi une des sources importantes d'information sur le comportement des taux de change.

Dans le chapitre suivant, on tentera, par l'étude de ces déviations, de mesurer l'effet de la rigidité des prix sur le taux de change, à l'aide d'un modèle basé sur l'approche monétaire de la détermination de ce taux.



TABLEAU I: TESTS DE LA PPA, POUR LA PERIODE 1960-1986,  
PAR M.C.O.

TAUX DE CHANGE	a	b	S.E.E.	R <sup>2</sup>	D.W.
\$CAN / \$US	0.171 (0.0085)	0.899 (0.072)	0.064	0.595	0.111
MARK / \$US	0.951 (0.029)	1.436 (0.200)	0.229	0.325	0.059
YEN / \$US	5.671 (0.023)	0.084 (0.221)	0.233	0.0014	0.014
\$ AUSTRALIEN / \$US	-0.0007 (0.617)	0.515 (0.706)	0.140	0.3343	0.1548

Entre parenthèses, on retrouve les écarts-types.

TABLEAU II: TESTS DE LA PPA, POUR LA PERIODE 1960-1986,  
CORRECTION POUR L'AUTOCORRELATION D'ORDRE 1

TAUX DE CHANGE	a	b	S.E.E.	R <sup>2</sup>	D.W.
\$CAN / \$US	0.120 (0.162)	-0.182 (0.138)	0.016	-0.028	0.995
MARK / \$US	1.053 (0.235)	0.258 (0.200)	0.048	0.148	0.987
YEN / \$US	5.538 (0.288)	-0.261 (0.244)	0.049	0.694	0.990
\$ AUSTRALIEN / \$US	0.532 (0.185)	0.012 (0.047)	0.038	-0.007	0.987

Note: Les paramètres estimés pour correction de AR1 suivent asymptotiquement une loi normale. Valeur critique à 0.10 est 1.645.

TABLEAU III: TESTS DE LA PPA, POUR LA PERIODE 1960-1986,  
AVEC VARIABLES INSTRUMENTALES

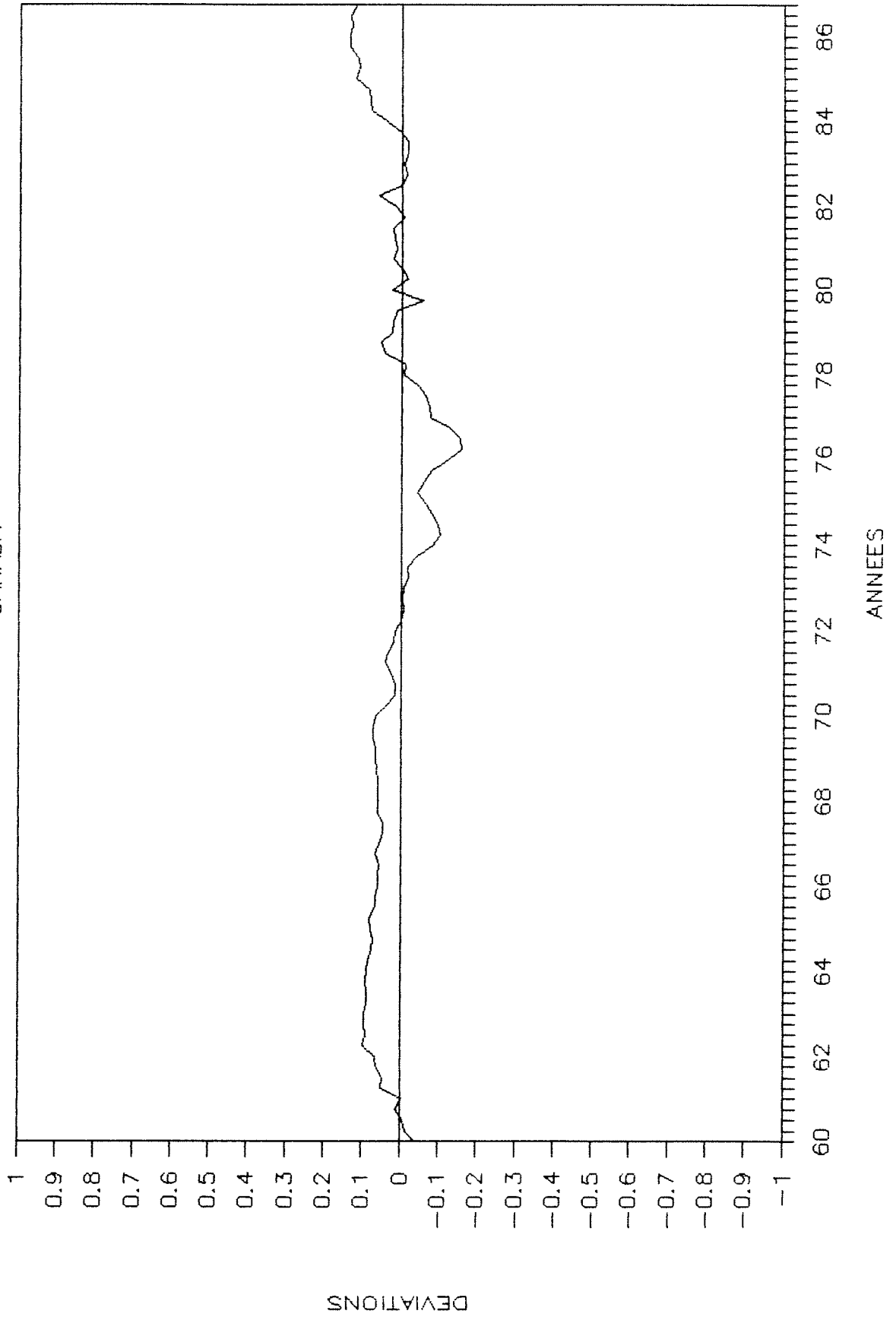
TAUX DE CHANGE	a	b	S.E.E.	R <sup>2</sup>	D.W.
\$CAN / \$US	0.171 (0.008)	0.900 (0.077)	0.064	0.595	0.111
MARK / \$US	0.838 (0.037)	2.605 (0.291)	0.263	0.109	0.077
YEN / \$US	4.181 (3.017)	-41.627 (83.673)	4.287	--	0.036
\$ AUSTRALIEN / \$US	-0.005 (0.018)	0.484 (0.078)	0.140	0.333	0.145

TABLEAU IV: TESTS DE LA PPA, POUR LA PERIODE 1960-1986,  
VARIABLES INSTRUMENTALES CORRIGÉES POUR  
L'AUTOCORRELATION D'ORDRE 1

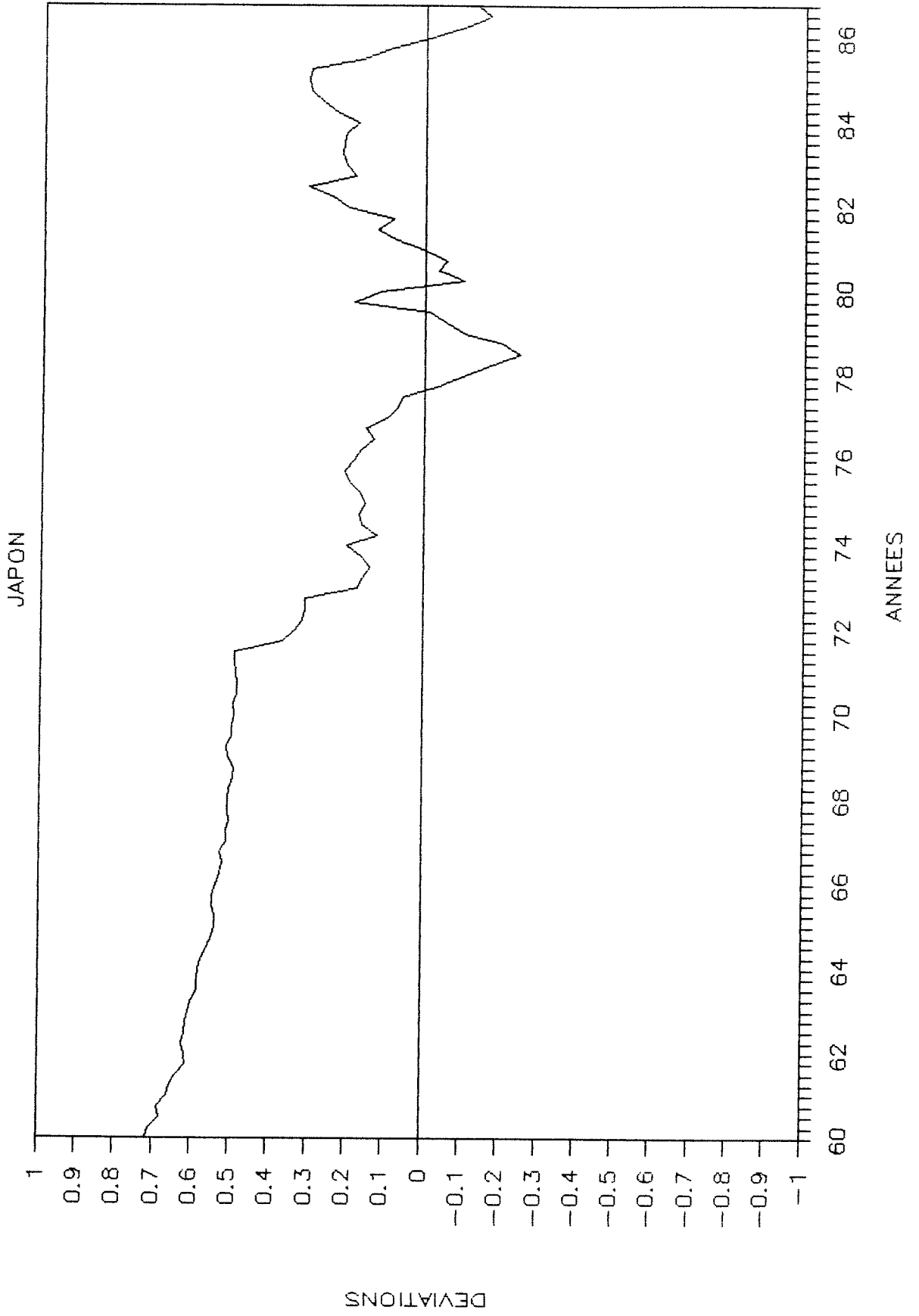
TAUX DE CHANGE	a	b	S.E.E.	R <sup>2</sup>	D.W.
\$CAN / \$US	1.936 (0.946)	-0.309 (0.548)	0.019	-0.254	0.998
MARK / \$US	0.810 (0.214)	2.113 (0.918)	0.065	-0.0602	0.971
YEN / \$US	3.405 (1.819)	1.816 (1.237)	0.064	0.0193	0.997
\$ AUSTRALIEN / \$US	0.198 (0.299)	-0.091 (0.104)	0.039	-0.0487	0.988

# DEVIATIONS DE LA P.P.A.

CANADA

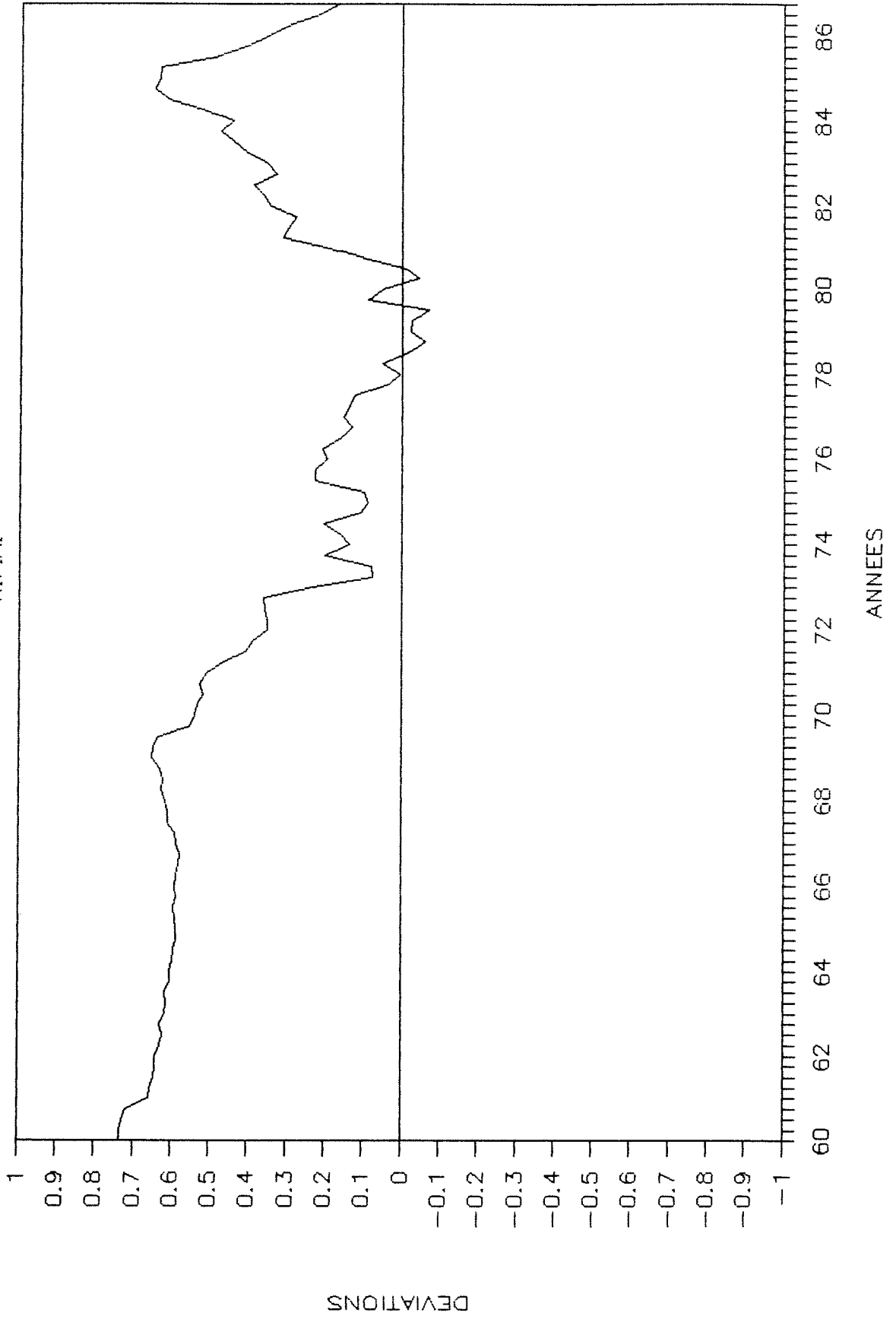


# DEVIATIONS DE LA P.P.A. JAPON

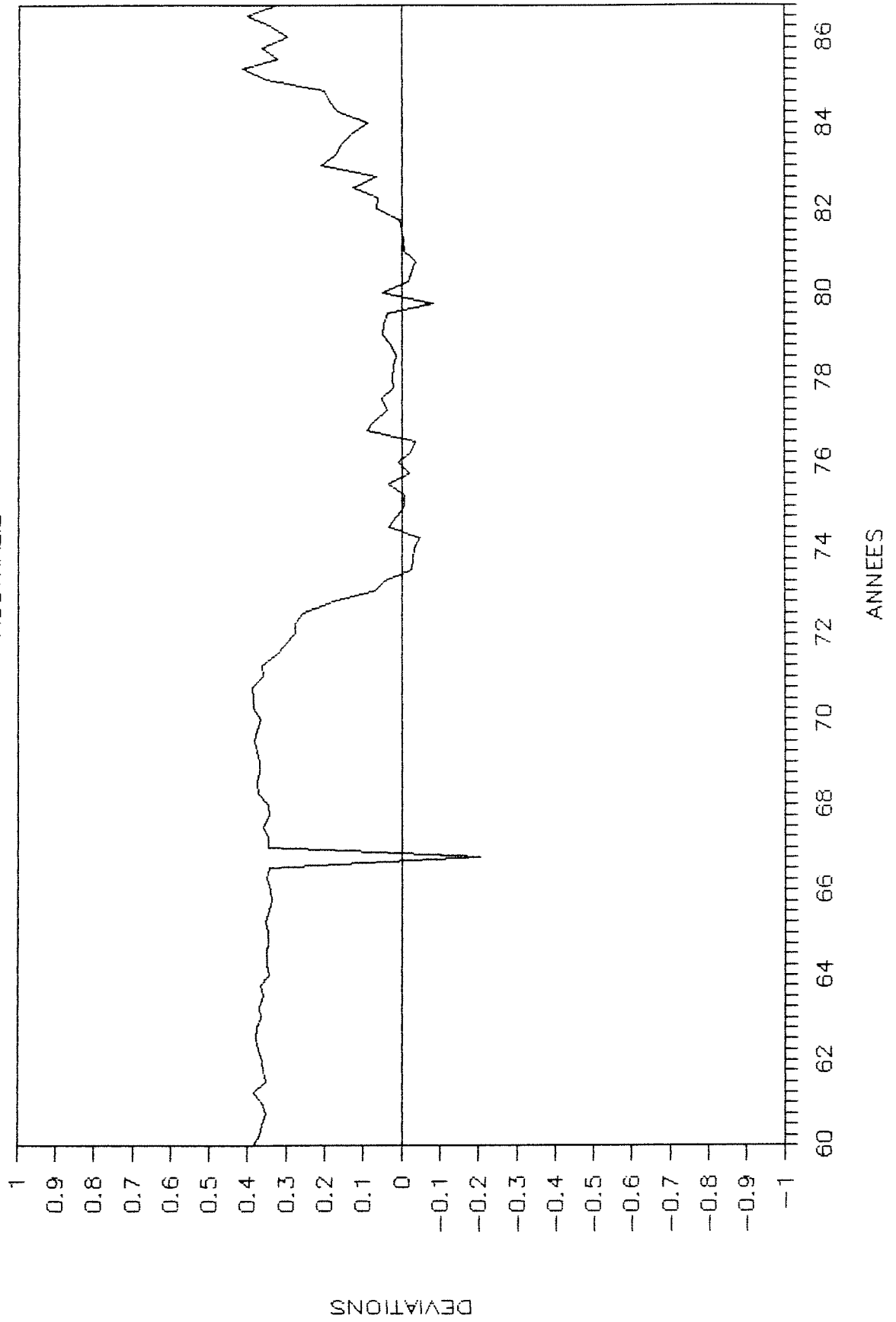


# DEVIATIONS DE LA P.P.A.

R.F.A.



# DEVIATIONS DE LA P.P.A. AUSTRALIE





## CHAPITRE 4

### UTILISATION DE LA PART DE L'INDUSTRIE PRIMAIRE DANS L'ECONOMIE COMME MESURE DE LA RIGIDITE DES PRIX DANS UN MODELE MONETAIRE DE DETERMINATION DES TAUX DE CHANGE

On a vu dans le second chapitre que deux hypothèses se faisaient concurrence sur l'explication des mouvements du taux de change réel qui reflète, en logarithme, les déviations de la PPA. Soit, d'une part, un modèle où l'on considère que le taux de change réel s'est avant tout caractérisé par une martingale qui implique que tout mouvement du taux de change réel est imprévisible et, d'autre part, l'approche monétaire à la balance des paiements où les déviations de la Parité des Pouvoirs d'Achat sont des conséquences de l'incertitude et de rigidités structurelles liées aux marchés des biens.

Dans cette seconde approche, la rigidité des prix est à la base des causes des déviations, du moins à court terme, de la PPA. Le problème majeur en ce qui a trait à cette hypothèse, est la difficulté d'intégrer ces rigidités à une évaluation empirique de la théorie. L'approche de Daniel (1986b) consistait à modéliser la formation des prix et ensuite utiliser cette caractérisation afin d'en déduire les effets sur le comportement du taux de change. Dans ce qui suit, nous approchons le problème de façon différente, c'est-à-dire que nous tenterons d'intégrer à même un modèle macroéconomique, une variable empirique servant à

caractériser l'effet de la rigidité des prix. La méthode se différencie donc dans la mesure où elle n'implique pas un choix a priori de formation de prix.

#### 4.1 LE CADRE THEORIQUE

##### 4.1.1 Le modèle

Le modèle choisi est directement issu de ce que l'on a appelé l'AMBP avec quelques modifications utilisées préalablement par Lothian (1986). Une des modifications la plus importante est que l'on considère qu'il peut y avoir des changements dans le taux de change réel d'équilibre, hypothèse suggérée par Stockman (1980).

D'abord, supposons qu'en l'absence de changements dans le taux de change d'équilibre, la PPA est vérifiée. C'est-à-dire que l'on a :

$$\bar{S}_t = \bar{P}_t - \bar{P}_t^* + \bar{q}_t, \quad (47)$$

où  $\bar{S}_t$  est l'équilibre de long terme du taux de change nominal;

$\bar{P}_t$  et  $\bar{p}_t^*$  sont les équilibres domestiques et américains du niveau des prix;

$\bar{q}_t$  est le niveau d'équilibre du taux de change réel.

Les variables sont toutes étudiées sous forme logarithmique.

On suppose, afin de simplifier, que  $\bar{q}_t$  change seulement en réponse à des développements non anticipés. On peut ainsi écrire une expression du changement anticipé dans le taux nominal comme fonction de la différence entre l'équilibre actuel du taux nominal et son équilibre de long terme et puis de la différence dans les taux anticipés de changement des niveaux de prix d'équilibre, représentés par  $\bar{\pi}$  et  $\bar{\pi}^*$ , respectivement.

On a donc :

$$E [ds]_t = -\theta(s_t - \bar{s}_t) + \bar{\pi}_t - \bar{\pi}_t^* \quad (48)$$

où  $E[ds]_t$  dénote le changement anticipé dans le logarithme du taux de change entre les périodes  $t$  et  $t + 1$ .

Supposons de plus que la parité non couverte des taux d'intérêt se vérifie, c'est-à-dire :

$$E [ds]_t = i_t - i_t^* \quad (49)$$

où  $i$  et  $i^*$  sont les taux d'intérêt "*domestique*" et américain respectivement.

En combinant (48) et (49), on obtient ;

$$i_t - i_t^* = -\theta(s_t - \bar{s}_t) + \bar{\pi}_t - \bar{\pi}_t^* \quad (50)$$

ce qui est équivalent à :

$$s_t - \bar{s}_t = -1/\theta [(i_t - \bar{\pi}_t) - (i_t^* - \bar{\pi}_t^*)] \quad (51)$$

Puisque l'on suppose que la PPA se vérifie, on doit avoir:

$$q_t = s_t - (p_t - p_t^*) \quad (52)$$

Reprenons (47) et (52), on a alors

$$\bar{s}_t = \bar{p}_t - \bar{p}_t^* + \bar{q}_t \quad (47)$$

$$q_t = s_t - (p_t - q_t^*) \quad (52)$$

on a par (52)

$$s_t = q_t + (p_t - q_t^*) \quad (53)$$

d'où

$$s_t - \bar{s}_t = + (q_t - \bar{q}_t) + (p_t - \bar{p}_t) - (p_t^* - \bar{p}_t^*) \quad (54)$$

d'où, à l'aide de (51), on a:

$$\begin{aligned} & (q_t - \bar{q}_t) + (p_t - \bar{p}_t) - (p_t^* - \bar{p}_t^*) \\ & = -1/\theta [(i_t - \bar{\pi}_t) - (i_t^* - \bar{\pi}_t^*)] \end{aligned} \quad (55)$$

d'où

$$q_t = \bar{q}_t - 1/\theta [(i_t - \bar{\pi}_t) - (i_t^* - \bar{\pi}_t^*)] + [(p_t - \bar{p}_t) - (p_t^* - \bar{p}_t^*)] \quad (56)$$

Ainsi, le taux de change réel, ou la déviation de la PPA est fonction de trois ensembles de facteurs: le taux de change réel d'équilibre, la différence entre les taux d'intérêt réels et l'écart entre les prix actuels et les prix d'équilibre dans les deux pays.

Le premier ensemble de facteurs dépend seulement de variables réelles alors que le dernier dépend de facteurs exclusivement monétaires, c'est-à-dire des offres et demandes de monnaie de deux pays et le sens de leurs mouvements ainsi que des anticipations en ce qui a trait à ces deux éléments. Le second ensemble est un mélange des deux précédents, c'est-à-dire qu'il est à la fois influencé par des variables réelles et des variables monétaires.

Ainsi, une croissance de l'offre de monnaie américaine plus forte qu'ailleurs avec des prix rigides, toutes choses étant égales par ailleurs, créera une différence entre le prix actuel et le prix d'équilibre. Cela créera de plus une baisse du taux d'intérêt aux Etats-Unis, relativement aux autres pays. Donc, le taux de change tel que mesuré par le modèle et que l'on libellera en monnaie "*domestique*" par dollar, diminuera en termes absolus relativement aux prix actuels qui sont restés inchangés. Comme les taux d'intérêt reprendront leur ancien niveau et que les niveaux des prix se rapprocheront de leur nouvel équilibre, ces effets sur le taux de change réel seront renversés. Ainsi les déviations de la Parité des Pouvoirs d'Achat disparaîtront.

On a donc une équation qui relie le taux de change réel actuel à un groupe de déterminants consistants avec une approche théorique assez rigoureuse. Cependant, le modèle est incomplet à plusieurs points de vue, par exemple, quelles sont les variables structurelles qui déterminent le membre de droite de l'équation (56)? Quel type d'anticipation doit-on considérer?

Il reste tout de même que ce modèle a une base théorique cohérente mais la difficulté est de trouver l'ensemble des variables exogènes permettant de caractériser le système décrit. On verra plus loin quel est le choix de ces variables et les raisons qui ont poussé à les utiliser, mais avant, il apparaît bon de décrire de quelle façon nous entendons spécifier l'élément de rigidité des prix dans l'estimation empirique de ce modèle.

#### 4.1.2 Mesure de la rigidité des prix

On a soulevé précédemment le problème que posait la spécification empirique de la rigidité des prix, en particulier dans le cadre du modèle décrit plus haut. Je suggérerai donc une façon possible de tenir compte de cet effet dans ce qui suit.

Avant tout, rappelons certains éléments décrit dans le chapitre 2. D'abord, s'il y a rigidité des prix, c'est-à-dire s'il y a lenteur dans l'ajustement des prix aux chocs extérieurs, c'est en partie parce que d'après Krugman (1986) et Dornbusch (1985b), les industries manufacturières produisent des biens qui ne sont pas parfaitement homogènes dans les différents pays, ceci créant une situation de concurrence monopolistique du fait que les firmes exercent un certain contrôle sur le prix des produits qu'elles mettent sur le marché. De plus, on peut dire que cette situation est d'autant plus vraie si l'on compare la production du secteur des services. D'autre part, l'effet inverse se produit pour les biens pro-

duits les biens produits par le secteur primaire. On le constate aisément lorsque l'on examine la structure des marchés internationaux pour ces produits, où les prix d'un bien donné produit au Canada varie selon les conditions de l'offre et de la demande du même bien dans le contexte mondial. C'est-à-dire que les prix de ces biens sont flexibles (ou, pour la plupart, ce sont des biens homogènes).

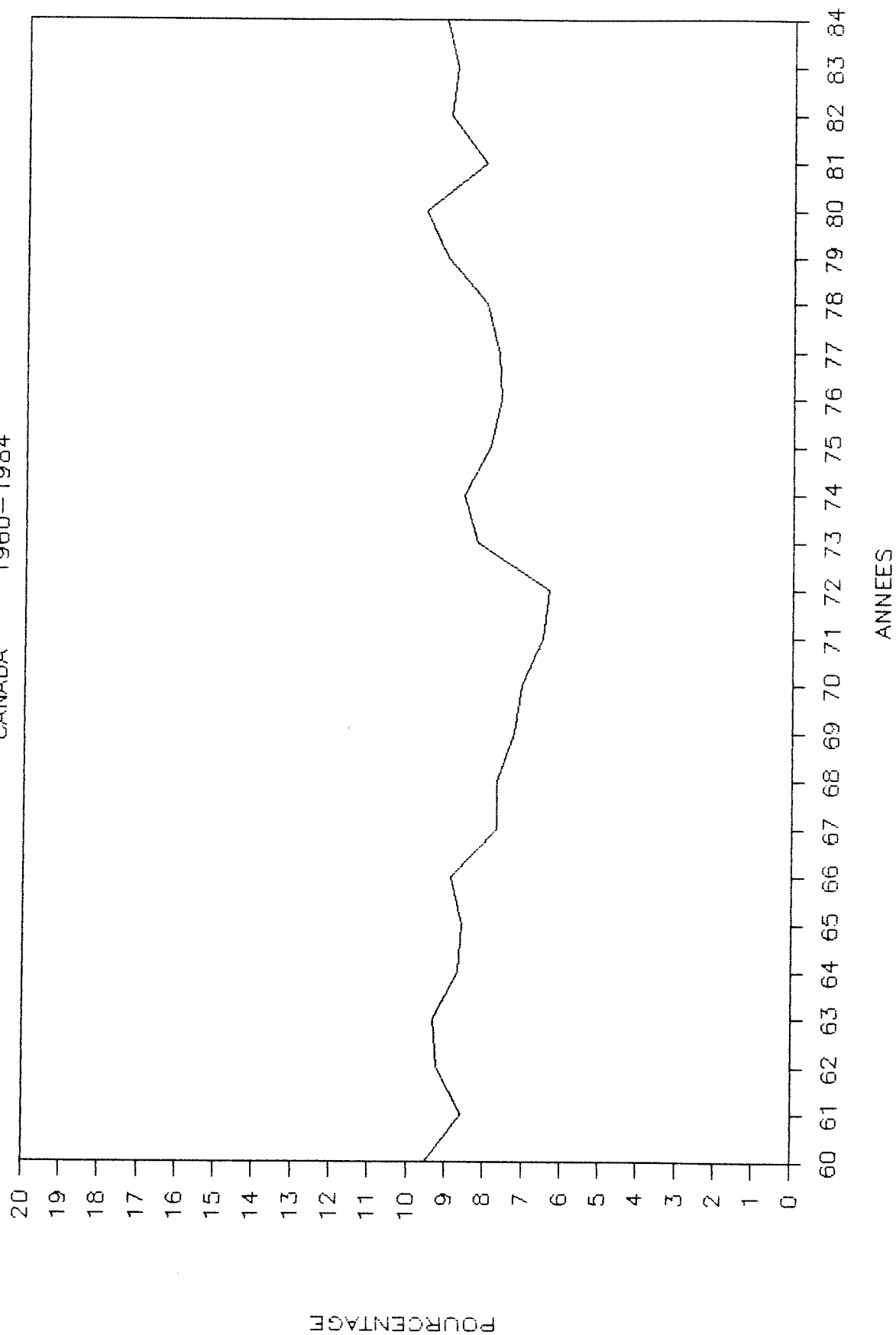
Ces quelques remarques suggèrent donc qu'en tenant compte de l'accroissement des secteurs manufacturiers et des services, on pourrait aussi tenir compte de l'accroissement de la rigidité des prix dans une économie donnée. Par opposition, on pourrait ainsi dire qu'une baisse relative du secteur primaire dans une économie aurait tendance à refléter une augmentation de la rigidité des prix et donc une augmentation des déviations de la Parité des Pouvoirs d'Achat.

De plus, on pourrait supposer qu'une part relativement importante du secteur primaire dans une économie aurait pour effet d'améliorer la performance de la Parité des Pouvoirs d'Achat pour cette économie. Ce qui n'est pas montré dans les tests du chapitre 3 mais qui semble tout de même ressortir de l'analyse des graphiques des déviations de la PPA.

Il s'agira donc de vérifier l'hypothèse décrite plus haut, à l'effet que les variations dans le temps de l'importance du secteur primaire dans une économie donnée, peuvent avoir un effet sur les déviations de la PPA.

# PART DE L'INDUSTRIE PRIMAIRE

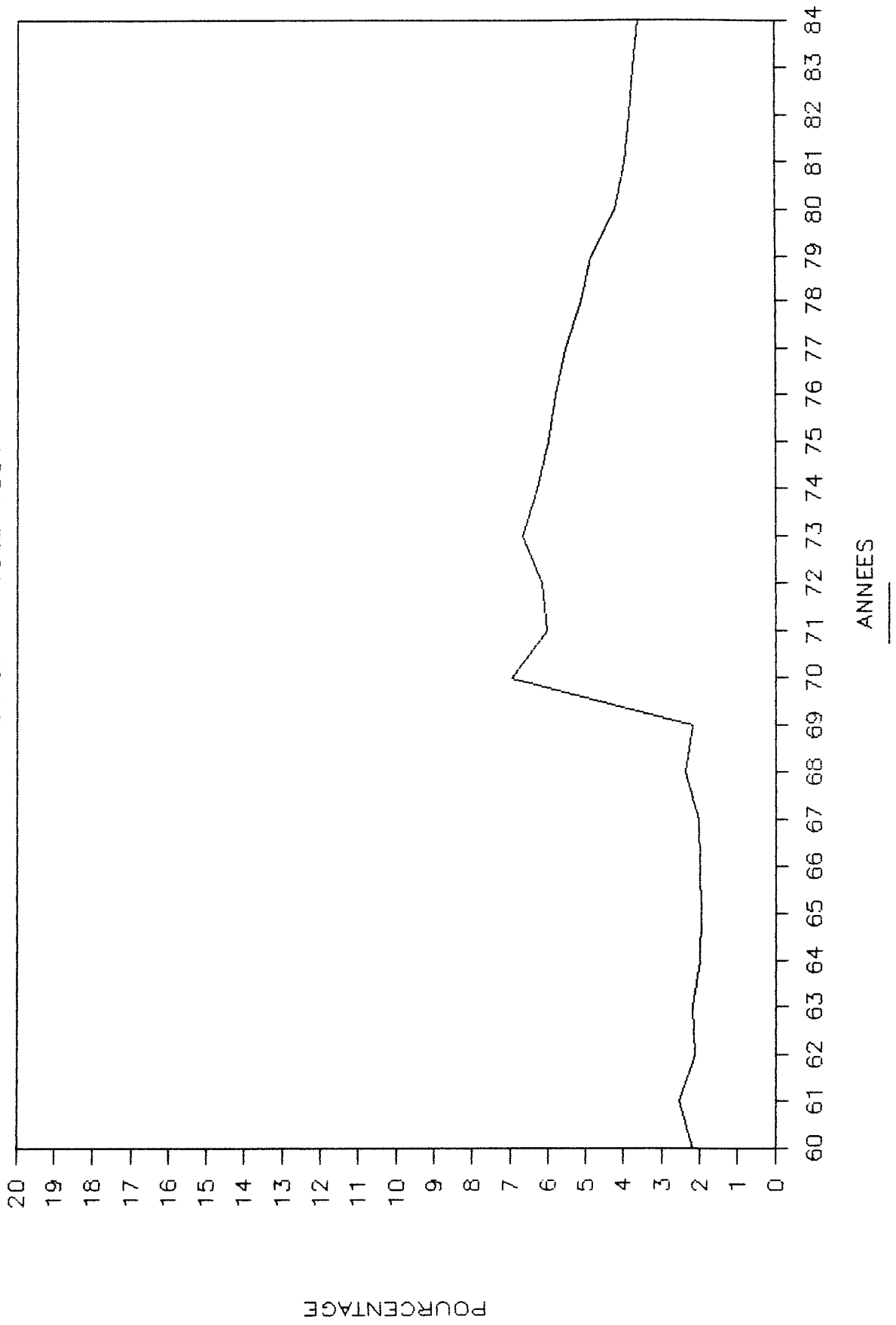
CANADA 1960-1984





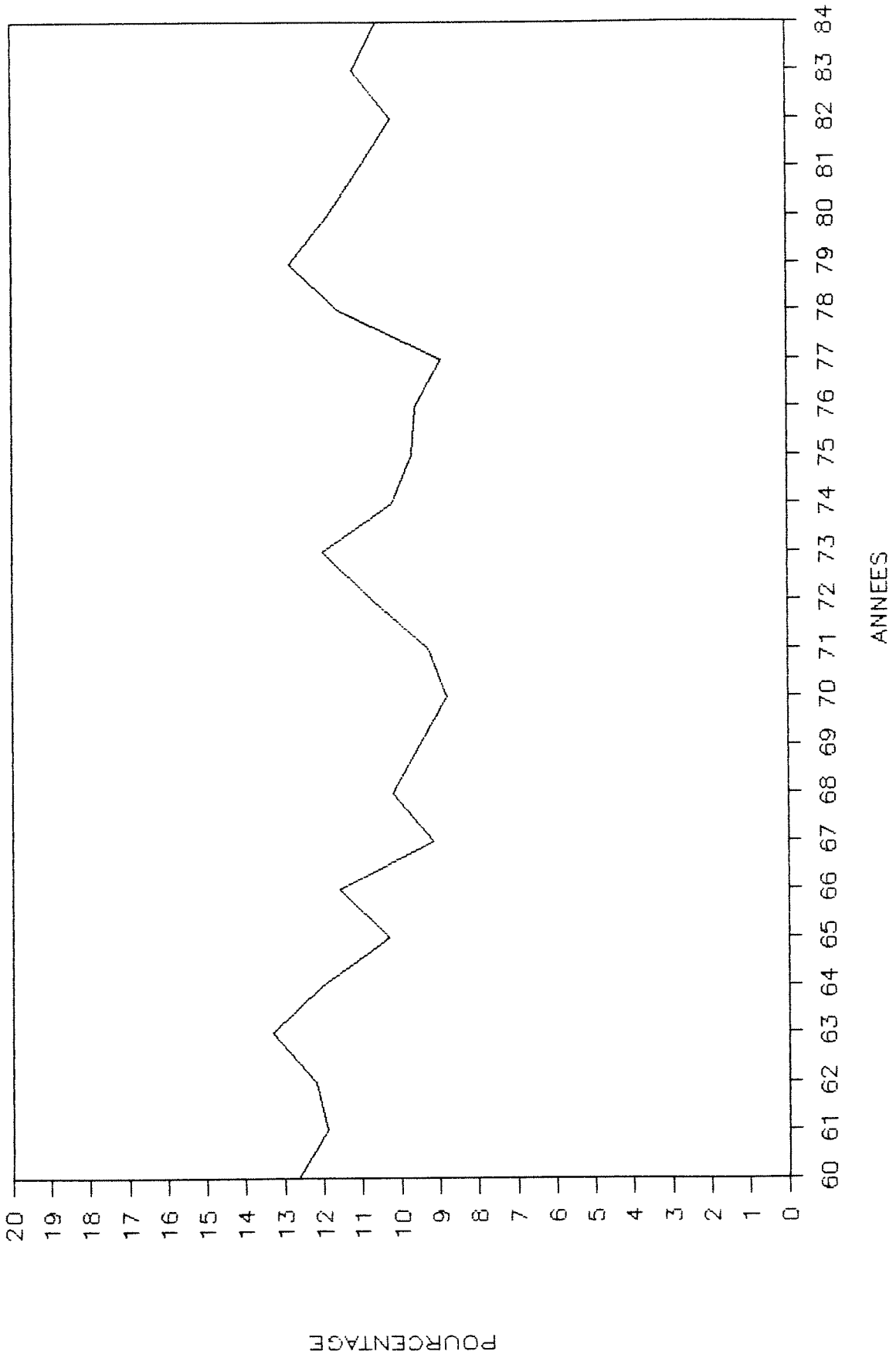
# PART DE L'INDUSTRIE PRIMAIRE

JAPON 1960-1984



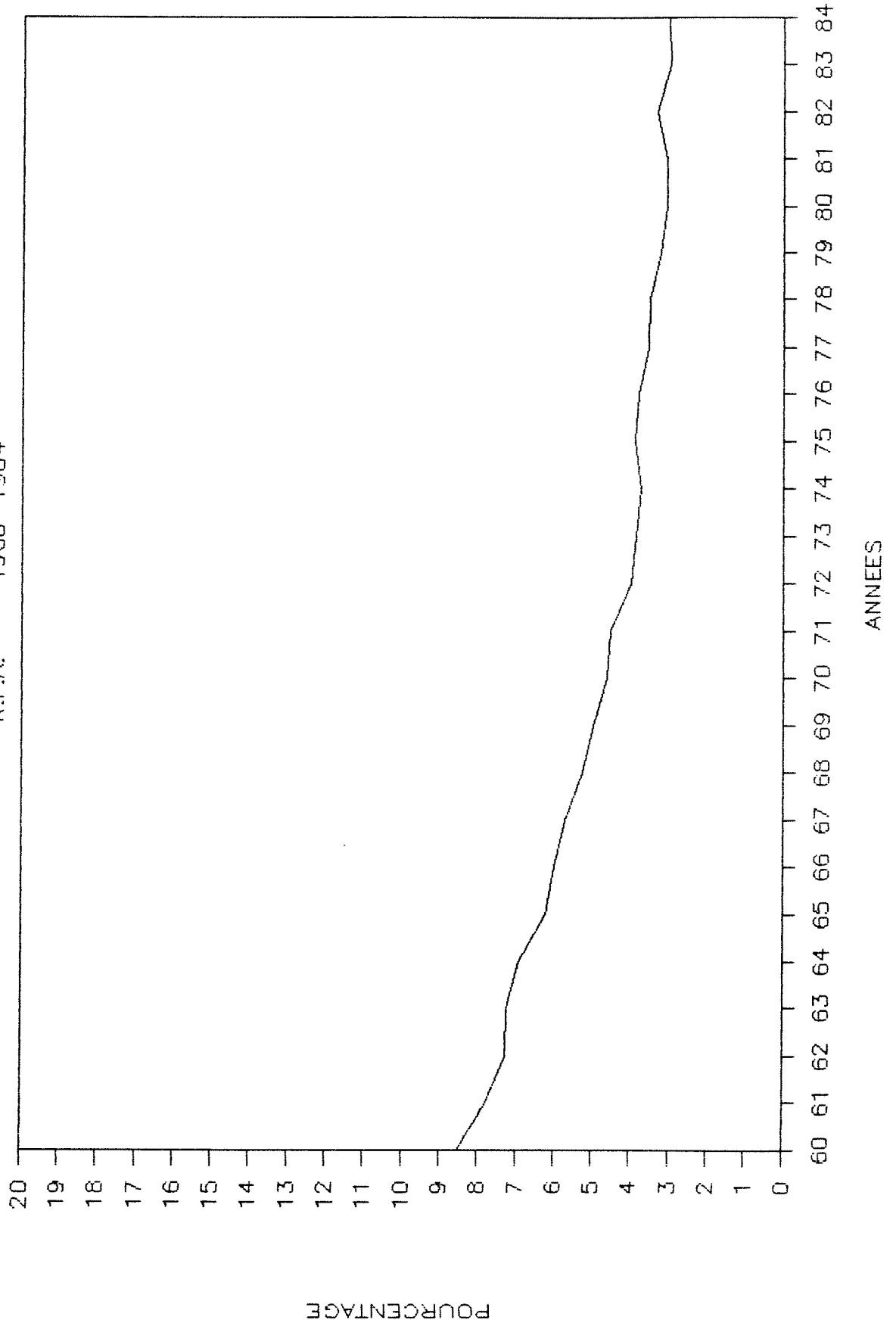
# PART DE L'INDUSTRIE PRIMAIRE

AUSTRALIE 1960-1984



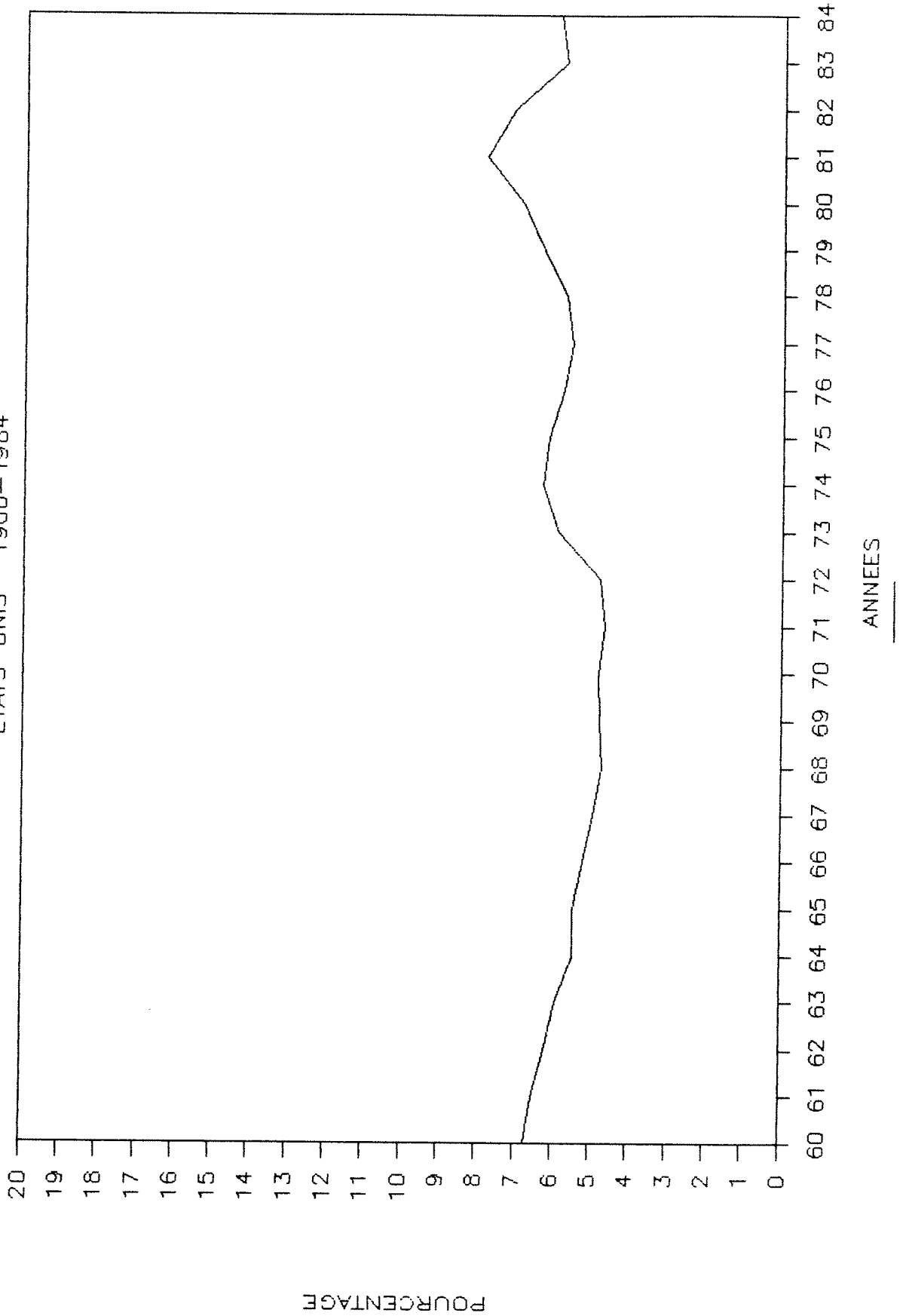
# PART DE L'INDUSTRIE PRIMAIRE

R.F.A. 1960-1984



# PART DE L'INDUSTRIE PRIMAIRE

ETATS-UNIS 1960-1984



## 4.2 ESTIMATIONS EMPIRIQUES

### 4.2.1 Description des variables et source de données

#### 4.2.1.1 Description des variables

Le premier problème qui se présente lorsque l'on veut estimer l'équation (6) est de distinguer les variables fondamentales qui permettent de la caractériser. Ainsi, la plupart des auteurs et en particulier Lothian (1986) pour ce qui nous concerne, utilise la forme générale suivante:

$$q_{it} = b_0 + b_1 y_{it} + b_2 Op_t + b_3 m_{it} + e_{it} \quad (57)$$

où  $y$  est le logarithme des niveaux relatifs de revenu réel per capita,  $Op$  le logarithme de la variable d'ouverture (la part des exportations plus les importations par rapport au revenu nominal),  $m$  est le taux de croissance relative de la monnaie,  $e$  est le terme d'erreur,  $i$  dénote le pays et  $t$  l'année.

Les deux variables réelles utilisées ont souvent été utilisées dans des études comparables. Le revenu réel per capita est utilisé pour tenir compte de l'argument de Balassa (1964) disant que les pays à niveau de richesse élevé ont une plus grande productivité que ceux à niveau de richesse plus faible. Cette forte productivité est surtout présente dans le secteur des biens commercialisables. Les prix des biens échangeables tendant à s'égaliser entre les pays, les différences de productivité

impliquent des salaires plus élevés dans les pays à haut revenu par rapport aux salaires des pays à moindre revenu et donc, ont des niveaux de prix plus élevés. Le signe de  $b_1$  devrait donc être négatif<sup>5</sup> pour les pays à moins grand niveau de productivité que les Etats-Unis.

Une plus grande ouverture devrait avoir un effet positif sur les niveaux relatifs des prix des autres pays vis-à-vis celui des Etats-Unis et donc un effet négatif sur le taux de change réel.

Enfin, la monnaie représente les facteurs monétaires, le signe dépend du sens de la croissance dans un des pays vis-à-vis celui des Etats-Unis. Ainsi une plus grande croissance de l'offre de monnaie américaine devrait avoir un effet positif sur le taux de change réel tel que défini.

Cependant, nous tiendrons aussi compte de la variable décrite plus haut, c'est-à-dire de la variable de part de l'industrie primaire. On s'attend à ce qu'une diminution de la valeur de cette variable ait un effet positif sur les déviations du taux de change réel ou qu'une hausse ait un effet négatif. Deux telles variables ont été utilisées soit, d'une part, la variation relative de la part du secteur primaire face aux Etats-Unis et, d'autre part, la variation absolue de cette variable, ceci afin de cerner quel serait le meilleur choix à faire.

---

<sup>5</sup>Notons que selon l'approche keynésienne, contrairement à l'approche employée, ce signe pourrait être positif. De plus, l'effet du revenu sur le taux de change réel se fait surtout sentir à long terme, et il est possible que la spécification choisie ne puisse capter cet effet.

Les équations estimées seront donc de type:

$$q_{1t} = b_0 + b_1 \text{PIBR}_{1t} + b_2 \text{OP}_{1t} + b_3 \text{M}_{1t} + b_4 \text{PART}_{1t} + e_{1t} \quad (58)$$

et

$$q_{1t} = b_0 + b_1 \text{PIBR}_{1t} + b_2 \text{OP}_{1t} + b_3 \text{M}_{1t} + b_4 \text{RAP}_{1t} + e_{1t} \quad (59)$$

La variable  $\text{PIBR}_t$ , équivalente au  $y_{1t}$ , que nous utilisons dans l'étude, est le PIB réel par habitant. Sa construction est problématique car le phénomène décrit par Balassa implique que le niveau des prix d'un pays ne suffit pas à obtenir une variable réelle significative. Ainsi, la variable réelle est obtenue en utilisant des données de PIB nominal per capita, corrigée par la PPA de ce pays par rapport aux Etats-Unis, afin d'obtenir une variable corrigée de l'effet des biais de productivité. La méthode a été décrite par Kravis, Irving B., Heston Alan W. et Summers Robert, (1978).

Comme on l'a mentionné, deux variables seront utilisées pour tenir compte de l'effet de rigidité des prix. La construction de base de la part des secteurs primaires est faite en faisant la somme de la production minière et de la production agricole d'un pays divisée par le produit intérieur brut, le tout en dollars constants de 1980.

Toutes les variables seront prises en logarithme, à l'exception de la masse monétaire qui est déjà en taux relatif de croissance. Ainsi, la première variable de part de l'industrie primaire sera prise en variation

relative aux Etats-Unis. On peut en effet supposer qu'une plus grande croissance des secteurs manufacturiers et des services dans certains pays aura pour effet d'accroître la rigidité des prix vis-à-vis celle des Etats-Unis et donc générera des déviations de la PPA dans le cadre du modèle présenté. On doit de plus dire que ceci est possiblement vrai dans la mesure où la monnaie américaine représente le numéraire dans la comparaison des valeurs des différentes monnaies. Donc, cette variable sera la différence entre le logarithme de la part de l'industrie primaire dans un pays et le logarithme de cette part pour les Etats-Unis. La seconde variable considérée et tout simplement le logarithme de la variable de part que nous nommerons RAP.

L'échantillon utilise des variables annuelles allant de 1960 à 1984, dernière année pour laquelle on peut obtenir les données désirées pour construire la variable de part, pour tous les pays.

#### 4.2.1.2 *Source des données*

La variable d'indice de prix est tirée de la publication de l'OCDE, "*Principaux agrégats, volume 1, comptes nationaux*". L'année de base est 1980 = 100.

La variable de PIB par habitant est tirée de la même publication, en taux de change et en dollars courants, que l'on a transformée pour être compatible avec la définition du taux de change réel déjà mentionnée.



Les productions minières et agricoles sont prises dans la publication de l'O.N.U, "*Yearbook of National Accounts*", elles sont en dollars courants et en monnaies nationales.

La masse monétaire est tirée de l'Annuaire du Fond Monétaire International, *International Financial Statistics*, en variation en pourcentage, correspondant à la définition de M1.

La variable d'ouverture, OP, est la somme des exportations et des importations sur la production intérieure. Les données d'exportation et d'importation sont prises dans l'Annuaire du F.M.I., en dollars constants de 1980.

Les données sur le PIB sont issues des données sur les comptes nationaux publiés par l'OCDE dans la même publication que celle citée auparavant.

Enfin, les taux de change sont tirés de l'Annuaire du F.M.I. Ce sont des estimations annuelles en unité de monnaie nationale par dollar américain.

#### 4.2.2 Analyse des résultats

##### 4.2.2.1 La variable PART

Les résultats dont on parlera sont donnés dans les tableaux V à XI à la fin du chapitre.

La première étape de l'étude empirique a été d'évaluer le modèle décrit plus haut par les moindres carrés ordinaires en y intégrant des variables retardées pour la masse monétaire afin de servir de mesure statistique des chocs monétaires non anticipés, ainsi que le suggère Lothian (1986). Les résultats (Tableau V), nous montrent que le modèle fonctionne relativement bien à l'exception du cas du Canada, où tous les paramètres sont rejetés. La variable PART pour le Japon est négative tel qu'attendu (on rappelle qu'une baisse de la part du secteur primaire implique une hausse de la rigidité des prix et donc une croissance des déviations), mais pas pour la R.F.A. Pour l'Australie, cette variable n'est pas significative.

Les valeurs des Durbin-Watson ne permettent ni de conclure à l'existence de l'autocorrélation des erreurs ni de nier cette existence, car elles se trouvent toutes à l'intérieur des bornes de confiance. Ceci nous a suggéré de vérifier s'il y avait tout de même autocorrélation en la corrigeant à l'aide de la procédure décrite au chapitre 3. Il faut avant cela souligner que le signe obtenu pour la variable PIBR n'est pas négatif, ce qui ne nie pas ce qu'on a déjà dit dans la mesure où tous ces pays sont fortement industrialisés et, durant la période, peuvent donc avoir eu un niveau de productivité supérieur à celui des Etats-Unis. Ce qui explique que ces coefficients aient des signes positifs.

La correction pour l'autocorrélation réduit considérablement la qualité du modèle, les coefficients d'autocorrélation étant tous significatifs. En effet, seules les variables d'ouverture sont significatives de façon consistante.

Ces résultats, ainsi que ceux de certaines études reportées au chapitre 2, m'ont suggéré d'inclure au modèle une variable endogène retardée afin d'améliorer la spécification du modèle.

Le Tableau VII reporte les résultats obtenus à partir de cette observation ainsi qu'en incluant des variables exogènes retardées sur le PIB réel par habitant, la masse monétaire et pour le Canada, sur le degré d'ouverture, qui se montre très significatif. Nous avons aussi ajouté une variable dichotomique (FLEX) pour tenir compte du passage des taux de change fixes aux taux de change flexibles.

L'analyse en termes de moindres carrés ordinaires devient quelque peu différente, surtout en ce qui a trait à l'analyse des résidus. En effet, Johnston<sup>6</sup> souligne que le test ordinaire de Durbin-Watson ne peut s'utiliser. Il faut à ce moment utiliser le test h de Durbin. Cependant dans certains cas, ce test ne peut être employé et une autre procédure, décrite au même endroit par Johnston, est utilisée. Rappelons aussi que dans le cas où l'on emploie une variable endogène retardée comme variable exogène, les coefficients ont alors les propriétés asymptotiques de la loi normale. Dans ce cas, la valeur critique au niveau 0.90 est 1.645 (-1.645) pour des coefficients négatifs.

Ainsi, les équations pour le Canada, le Japon et l'Australie présentaient de l'autocorrélation. Les résultats des équations une fois

---

<sup>6</sup>Op.cit., p. 318.

corrigées, ainsi que les résultats pour la R.F.A. qui n'en avait pas, sont reportés au **Tableau VII**. L'addition des variables de taux de change réel retardées ajoutent beaucoup à la signification globale du modèle.

La variable d'ouverture a dans plusieurs cas un signe différent de celui attendu, ce qui laisse supposer qu'elle ne peut servir le but visé de façon adéquate. Dans le cas du Canada, cependant OP (-3) a le signe attendu, on peut donc supposer que dans ce cas, la variable à l'effet désiré surtout lorsque l'on remarque que le signe de la variable PART, pour le Canada, est positif. Il faut toutefois noter que des graphiques des déviations de la PPA et de la part du secteur primaire, pour le Canada, indiquent qu'il n'y a pas eu de variation substantielle de ces deux variables dans le temps. Le signe de PART a le signe attendu pour les trois autres pays. On voit aussi que la variable dichotomique n'est significative que dans le cas de la R.F.A. et de l'Australie, ce qui est à priori surprenant dans le second cas, mais en y regardant bien, la flexibilité du numéraire (la monnaie des Etats-Unis) a engendré la fluctuation d'un taux de change qui est fixé afin de maintenir une certaine parité avec le numéraire. Il est donc moins surprenant que la variable FLEX soit significative pour l'Australie.

#### 4.2.2.2 *La variable RAP*

Pour cette étude, nous avons repris la même procédure, c'est-à-dire que les premières estimations ont été faites sans variables endogènes retardées. On remarque au **Tableau VIII**, que l'utilisation de cette seconde variable améliore la performance du modèle monétaire, surtout en ce qui concerne le Canada. Les variables RAP n'ont pas les signes attendus pour le Canada et la R.F.A. On peut supposer que la variable RAP, dans la

mesure où elle exprime la part de l'industrie primaire, peut contenir, pour le Canada, de l'information sur les exportations canadiennes et dans ce sens, influencer le taux de change réel. Cependant, les Durbin-Watson indiquent dans trois cas la présence d'autocorrélation des erreurs et dans le cas de l'Australie, le test ne permet pas de conclure.

Avec la correction, les  $R^2$  sont beaucoup moins élevés et plusieurs paramètres sont rejetés. Comme le coefficient de corrélation n'était pas significatif dans le cas de l'Australie, on peut conclure que la première équation estimée par les M.C.O. était la bonne.

Donc, comme dans le cas précédent, il a semblé nécessaire d'inclure aux équations des variables endogènes retardées. Cette fois-ci, seuls le Canada et l'Australie ont présenté de l'autocorrélation (Cf. Tableaux X et XI).

La variable qui nous intéresse a eu le signe attendu dans le cas de l'Australie et du Japon, le signe opposé dans le cas de l'Allemagne et n'était pas significative dans l'équation du Canada.

#### 4.2.3 Remarques sur les résultats

Il apparaît d'abord nettement que le modèle monétaire, tel que présenté, est insuffisant pour expliquer les mouvements du taux de change réel. Cependant, les faiblesses inhérentes au modèle choisi ne peuvent nous permettre de conclure à un rejet de l'approche monétaire de la balance des paiements, compte tenu des restrictions dont nous avons fait déjà mention. Le but du présent travail était plutôt de faire ressortir l'influence de la rigidité des prix d'une façon explicite, et non d'établir un modèle le plus exact qui soit sur la détermination du taux de change.

Ainsi, les résultats suggèrent que la variable de part relative du secteur primaire est préférable à celle de part absolue pour traiter du problème qui nous occupe. Un cas reste cependant préoccupant, soit celui du Canada, puisque la variable de part relative a le signe opposé à celui attendu. Il faut toutefois remarquer que le Canada est le pays parmi ceux étudiés dont les déviations sont les moins importantes et c'est aussi le pays qui a gardé (en terme de secteur primaire) la structure économique la plus stable.

Nous aurions pu utiliser une autre variable afin d'étudier le problème de rigidité. En effet, on ne peut dire que la formation du prix est identique pour toute industrie manufacturière. Ainsi, il est possible que les industries s'occupant de la première transformation des métaux par

exemple voient leurs prix fluctuer d'une façon qui est plus proche de l'industrie primaire que des secteurs s'occupant des produits finals. Il est malheureusement déjà ardu d'obtenir les données des comptes nationaux désagrégées au niveau que nous avons. Il serait donc intéressant d'intégrer le maximum d'industrie dont le comportement des prix serait semblable à celui des prix dans le secteur primaire afin de comparer les résultats que l'on pourrait obtenir dans un tel cas.

Donc, bien qu'imparfait, on s'aperçoit que notre variable-témoin amène un certain degré d'information sur le comportement des déviations de la PPA et nous permet de justifier empiriquement l'hypothèse de rigidité des prix comme mécanisme explicatif de ces écarts du taux de change face à sa valeur d'équilibre.

TABLEAU V: REGRESSION DES TAUX DE CHANGE REELS, VARIATION RELATIVE DE LA PART DU SECTEUR PRIMAIRE:  
MOINDRES CARRES ORDINAIRES

PAYS	C	PIBR	M	M(-1)	M(-2)	PART	OP	R <sup>2</sup>	S.E.E.	D.W.
CANADA	-0.636* (0.829)	-0.079* (0.197)	-0.0009* (0.002)	-0.0028* (0.0027)	-0.0027* (0.0023)	0.195* (0.157)	0.066* (0.106)	0.298	0.054	0.7642
JAPON	-7.467 (1.724)	0.234 (0.144)	0.0051 (0.0036)	-0.0003* (0.003)	-0.0036* (0.0039)	-0.179 (0.054)	1.037 (0.235)	0.870	0.105	1.140
R.F.A.	-3.183 (2.764)	0.509 (0.233)	-0.014 (0.006)	-0.007* (0.0065)	-0.013 (0.007)	0.520 (0.236)	0.459 (0.325)	0.871	0.092	1.134
AUSTRALIE	-1.547 (0.913)	0.366 (0.121)	-0.0068 (0.0032)	-0.0087 (0.0036)	-0.0049 (0.0336)	0.106* (0.141)	0.224 (0.115)	0.886	0.059	0.184

\* Non significatif



TABLEAU VI : REGRESSION DES TAUX DE CHANGE REELS, VARIATION RELATIVE DE LA PART DU SECTEUR PRIMAIRE:  
AVEC CORRECTION POUR L'AUTOCORRELATION

PAYS	C	PIBR	M	M (-1)	M (-2)	PART	OP	R <sup>2</sup>	S.E.E.	P
CANADA	-3.030 (1.171)	0.037* (0.089)	-0.0012* (0.0015)	-0.0011* (0.0015)	-0.0003* (0.0014)	0.023* (0.078)	0.371 (0.143)	0.313	0.033	0.890
JAPON	-3.207 (1.403)	0.180* (0.110)	0.0015* (0.0021)	0.0019* (0.0020)	-0.0008* (0.0021)	-0.038* (0.056)	0.496 (0.185)	0.590	0.067	0.958
R.F.A.	-6.760 (3.434)	-0.038* (0.205)	-0.0065* (0.0069)	-0.0061* (0.0046)	-0.0074* (0.0057)	-0.025 (0.324)	0.873 (0.403)	0.573	0.076	0.894
AUSTRALIE	-2.858 (1.038)	-0.86* (0.104)	-0.004* (0.0021)	-0.0046 (+0.0027)	-0.0006* (0.0024)	0.137* (0.103)	0.388 (1.132)	0.733	0.045	0.744

\* Non significatif

TABLEAU VII: REGRESSION DES TAUX DE CHANGE REELS, VARIATION RELATIVE DE LA PART DU SECTEUR PRIMAIRE, AVEC VARIABLE ENDOGENE RETARDEE

PAYS	C	PIBR	PIBR(-1)	PIBR(-2)	OP	OP(-3)	M	M(-1)	PART	E(-1)	E(-2)	FLEX	R <sup>2</sup>	S.E.E.	D.W.	P
CANADA	0.669 (0.309)			-0.099* (0.006)	0.278 (0.054)	-0.366 (0.052)		-0.0018 (0.008)	0.094 (0.052)	0.366 (0.111)			0.940	0.020		-0.317
JAPON	-2.289 (0.619)	0.265 (0.056)			0.324 (0.104)		0.0025 (0.0014)	-0.0023 (0.0014)	-0.096 (0.023)	0.641 (0.091)		0.058* (0.042)	0.991	0.039		-0.471
AUSTRALIE	0.105 (0.034)		0.0165 (-0.0012)				-0.0032 (0.0012)	-0.0032 (0.0014)	-0.111 (0.060)	1.025 (0.125)	-0.437 (0.103)	0.106 (0.016)	0.991	0.0026		-0.630
R.F.A. **	-4.713 (2.440)				0.571 (0.300)		-0.010 (0.004)		-0.401 (0.112)	0.526 (0.226)		0.169 (0.064)	0.937	0.062		2.1134

\* Non significatif

\*\* Sans correction autocorrélation

TABLEAU VIII: REGRESSION DES TAUX DE CHANGE REEL, VARIATION DE LA PART ABSOLUE DU SECTEUR PRIMAIRE

PAYS	C	PIBR	OP	M	M(-1)	M(-2)	RAP	RAP(-1)	FLEX	R <sup>2</sup>	S.E.E.	D.W.
CANADA	-2.312 (1.043)		0.416 (0.147)		-0.004 (0.002)		0.427 (0.103)		-0.575 (0.42)	0.631	0.40	1.395
JAPON	-4.652 (1.341)	0.343 (0.107)	0.599 (0.184)	0.004 (0.0027)			-0.144 (0.051)		0.196 (0.069)	0.926	0.079	1.317
R.F.A.	-5.598 (1.959)	0.690 (0.219)	0.858 (0.226)		-0.008 (0.0066)		0.337 (0.187)			0.853	0.0098	1.326
AUSTRALIE	-2.386 (1.154)	0.116* (0.095)	0.242 (0.133)		-0.006 (0.002)	-0.004 (0.002)	-0.074* (0.108)	-0.229 (0.120)	0.119 (0.051)	0.938	0.045	1.824

\* Non significatif

TABLEAU IX: REGRESSION DES TAUX DE CHANGE REELS, VARIATION DE LA PART ABSOLUE DU SECTEUR  
 PRIMAIRE, AVEC CORRECTION POUR L'AUTOCORRELATION DU PREMIER ORDRE

PAYS	C	PIBR	OP	M	M(-1)	M(-2)	RAP	RAP(-1)	FLEX	R <sup>2</sup>	S.E.E.	P
CANADA	-3.758 (1.186)	0.053* (0.082)	0.514 (0.155)	-0.0019* (0.0016)	-0.0018* (0.0014)	0.166 (0.089)	0.166 (0.089)	-0.391 (0.373)		0.439	0.031	0.875
JAPON	-3.007 (1.405)	0.194 (0.109)	0.438 (0.187)	0.0017* (0.0019)	-0.0015* (0.0019)	-0.047* (0.056)	-0.047* (0.056)	0.075* (0.071)		0.628	0.066	0.941
R.F.A.	-6.749 (2.977)	0.019* (0.181)	0.860 (0.299)	-0.0031* (0.0048)	-0.0044 (0.0046)	-0.029* (0.301)	-0.029* (0.301)	0.0113* (0.953)		0.512	0.078	0.912
AUSTRALIE										0.919	0.045	0.159*

\* Non significatif

TABLEAU X: REGRESSION DES TAUX DE CHANGE REELS, VARIATION DE LA PART ABSOLUE DU SECTEUR PRIMAIRE, AVEC VARIABLE ENDOGENE RETARDEE

PAYS	C	E(-1)	E(-2)	M	M(-1)	PIBR	PIBR(-2)	OP	OP(-3)	RAP	RAP(-1)	FLEX	R <sup>2</sup>	S.E.E.	D.W.
CANADA	0.239* (0.380)	0.314 (0.167)			-0.0019 (0.0014)		-0.0099* (0.074)	0.316 (0.073)	-0.844 (0.069)	0.014* (0.079)			0.874	0.024	2.503
JAPON **	-2.859 (0.804)	0.682 (0.084)		0.0027 (0.0016)	0.0027 (0.0015)	0.260 (0.060)	0.358 (0.111)			-0.112 (0.289)			0.977	0.046	1.994
R.F.A. **	-0.283* (1.847)	0.798 (0.194)		-0.0075 (0.0045)	-0.0083 (0.0047)			-0.129* (0.222)		0.208 (0.107)			0.927	0.070	2.022
AUSTRALIE	-0.832* (1.082)	0.721 (0.202)		-0.204* (0.176)	-0.0039 (0.0018)	-0.0043 (0.0019)	-0.0025* (0.095)	0.075* (0.077)		-0.143 (0.097)	-0.0007* (0.113)		0.975	0.031	2.717

\* Non significatif

\*\* Pas d'autocorrélation

**TABLEAU XI: REGRESSION DES TAUX DE CHANGE REELS, VARIATION ABSOLUE DE LA PART DU SECTEUR PRIMAIRE, VARIABLE ENDOGENE RETARDEE, CORRELATION POUR L'AUTOCORRELATION**

PAYS	C	E(-1)	E(-2)	M	M(-1)	PIBR	PIBR2	OP	OP(-3)	RAP	RAP(-1)	FLEX	R <sup>2</sup>	S.E.E.	P
CANADA	0.239* (0.379)	0.446 (0.167)			-0.0012* (0.0014)		-0.098 (0.073)	0.269 (0.064)	-0.330 (0.056)		-0.240* (0.0744)		0.932	0.022	-0.366
JAPON															
R.F.A.															
AUSTRALIE	0.123* (0.672)	0.976 (0.135)	-0.455 (0.0121)	-0.0039 (0.0013)	-0.0040 (0.0015)	0.042* (0.723)		-0.25* (0.074)		-0.136 (0.061)	-0.080* (0.081)	0.098 (0.025)	0.993	0.025	-0.650

\* Non significatif

## CONCLUSION

Les deux premiers chapitres ont montré qu'étant donné que l'existence des chocs réels peut affecter les prix relatifs à l'intérieur d'une économie ou entre deux économies, le niveau d'équilibre de long terme du taux de change peut changer, à moins, d'une part, que les chocs réels s'éliminent les uns les autres dans le temps ou, d'autre part, que les chocs monétaires sont relativement plus importants que les chocs réels. Ceci étant vrai à condition qu'il existe un processus par lequel le taux de change tend vers le PPA.

On a constaté en effet que deux hypothèses se font concurrence dans l'interprétation du mouvement des taux de change réels, qui représentent, en logarithme, les déviations de la PPA. Dans la mesure où il existe un tel processus, ce que semble malgré tout suggérer un certain nombre d'études empiriques, on peut se demander s'il est quantifiable dans un modèle de détermination du taux de change réel.

Suite à la vérification de la faiblesse des tests de la PPA et surtout à la constatation d'importantes déviations de la PPA pour la R.F.A., le Japon et l'Australie, nous avons montré qu'il était possible de tenir compte de l'effet de la rigidité du prix et donc que cette spécification est une des causes des déviations de la PPA. Ainsi, sans confirmer la

validité du modèle utilisé, nous avons pu confirmer l'hypothèse exprimée par Dornbusch (1985b) et Krugman (1986), selon laquelle la rigidité du prix est due en partie au fait que les entreprises manufacturières ont un pouvoir oligopolistique sur la détermination du prix, bien que cette conclusion ne soit pas sans incertitude étant donné que l'hypothèse ne se vérifie pas pour le Canada.

Une conséquence intéressante de la partie empirique de l'étude effectuée est de constater que des pays qui ont une structure industrielle s'orientant de plus en plus vers la production de biens manufacturés et dont les taux de change pourraient être fixés en fonction de la PPA, verraient cette fixation des taux comme une contrainte difficile à assumer étant donné le fait que la structure globale des prix aurait tendance à nuire au but fixé. Ainsi une politique monétaire axée sur le maintien d'une telle parité serait plus néfaste pour l'économie qu'autrement. Evidemment, ceci reste une hypothèse qui pourrait faire l'objet d'études futures, surtout en ce qui a trait aux politiques de change des pays en voie de développement.



## BIBLIOGRAPHIE

- Aizenman, Joshua (1984). Modeling Deviations from Purchasing Power Parity, International Economic Review, vol. 25, no. 1, p. 175-181.
- Aizenman, Joshua (1986). Testing Deviations from Purchasing Power Parity, Journal of International Money and Finance, vol. 5, p. 25-35.
- Adler, Michael, Lehmann, Bruce (1983). Deviations from Purchasing Power Parity in the Long Run, The Journal of Finance, vol. 38, no. 5, p. 1471-1487.
- Balassa, Bela (1964). The purchasing Power Parity Doctrine A Reappraisal, Journal of Political Economy, 72, p. 584-596.
- Cumby, Robert E., Obstfeld Maurice (1984). International Interest Rate and Price Level Linkage under Flexible Exchange Rate: A Review of Recent Evidence. Dans Exchange Rate Theory and Practice, sous la direction de Bilson, John F.O. et Marston, Richard C., The University of Chicago Press, p. 121-153.
- Daniel, Betty C. (1986a). Sticky prices and Purchasing Power Parity Deviations, Empirical Implications. Economic Letters, 20, p. 187-190.
- Daniel, Betty C. (1986b). Empirical Determinants of Purchasing Power Parity Deviations, Journal of International Economics, 21, p. 313-326.
- Daniel, Betty C. (1986c). Optimal Purchasing Power Parity Deviations, International Economic Review, vol. 27, no. 2, juin, p. 483-511.
- Daniel, Betty C. (1986d). Real and nominal shocks in a two country price-setting world, Journal of International Economics, 20m p. 269-289.
- Darby, Michael R. Movements in PPP: The Short and Long Runs, dans The International Transmission of Inflation, Darby et Lotham éditeurs, p. 462-478.
- Davutyan, Nurhan et Pippenger, John (1985). Purchasing Power Parity did not Collapse during the 1970's, The American Economic Review, Décembre, p. 1151-1158.
- Driskill, Robert A. (1981). Exchange Rate Dynamics an Empirical Investigation, Journal of Political Economy, vol. 89, p. 357-371.

- Dornbusch, Rudiger (1976). Expectations and Exchange Rate Dynamics, Journal of Political Economy, vol. 84, no. 6, p. 1161-1176.
- Dornbusch, Rudiger (1985a). Purchasing Power Parity, NBER Working Paper # 1591, Mars.
- Dornbusch, Rudiger (1985b). Exchange Rates and Prices, NBER Working Paper # 1769, décembre.
- Flood, Robert P., Hodrick, Robert J. (1984). Exchange Rate and Price Dynamics with Asymmetric Information, International Economic Review, vol. 25, no. 3, p. 513-525.
- Finn, Mary G. (1986). Forecasting the Exchange Rate: A Monetary or Random Walk Phenomenon? Journal of International Money and Finance, 5, p. 181-193.
- Frenkel, Jacob A. (1981a). The Collapse of Purchasing Power Parity During the 1970's, European Economic Review 16, p. 145-165.
- Frenkel, Jacob, A. (1981b). Flexible Exchange Rates Prices, and the Role of "News": Lessons from the 1970's, Journal of Political Economy, 89, p. 665-703.
- Genberg, Hans (1978). Purchasing Power Parity under Fixed and Flexible Exchange Rates, Journal of International Economics 8, p. 247-276.
- Hakkio, Graig S. (1984). A Re-examination of Purchasing Power Parity, Journal of International Economics, 17, p. 265-277.
- Helliwell, John, F. (1985). Trade and Macroeconomics, dans Canadian Trade at a Crossroads: Option for New International Agreements, Ontario Economic Council Special Research Report, pp. 115-136.
- Holmes, James M. (1967). The Purchasing Power Parity Theory: In Defense of Gustav Cassel as a Modern Theorist, Journal of Political Economy, 75, 686-695.
- Hsieh, David A. (1982). The Determination of the Real Exchange Rate. Journal of International Economics, 2, p. 355-362.
- Johnston, J. (1984). Econometric Methods. McGraw-Hill Book Company. Troisième édition.
- Kimbrough, Kent P. (1985). Rational Expectations Market Shocks and the Exchange Rate, Journal of Macroeconomics, vol. 7, no. 3, p. 297-312.
- Kravis, I.B., Lipsey, R.E. (1978). Price Behavior in the Light of Balance of Payments Theories, Journal of International Economics, 8, p. 193-246.

- Kravis, Irving B., Heston Allan W., Summers, Robert (1978). Real GDP Per Capita for More than One Hundred Countries. The Economic Journal, 88, p. 215-242.
- Krugman, Paul R. (1978). Purchasing Power Parity and Exchange Rates, Another Look at the Evidence, Journal of International Economics, p. 397-407.
- Krugman, Paul R. (1986). Pricing to Market when the Exchange Rate Changes, NBER Working Paper #1926, Mai.
- Lothian, James R. (1986). Real Dollar Exchange Rates Under the Bretton-Woods and Floating Exchange Rate Regimes, Journal of International Money and Finance, p. 429-449.
- McKinnon, Ronald J. (1979). Money in International Exchange: The Convertible Currency System, New York, Oxford University Press.
- Meese, Richard A., Rogoff, Kenneth (1983). Empirical Exchange Rate Models of the seventies: Do they Fit Out of Samples? Journal of International Economics, 14, p. 3-24.
- Mussa, Michael (1984). The Theory of Exchange Rate Determination dans Exchange Rate Theory and Practice, sous la direction de Bilson et Marston, The University of Chicago Press, p. 13-79.
- Obstfeld, Maurice et Rogoff, Keneth (1984). Exchange Rate Dynamics with Sluggish Prices Under Alternative Price-Adjustements Rules, International Economic Review, vol. 25, no. 1, p. 159-173.
- Officer, Laurence (1982). Purchasing Power Parity and Exchange Rates, JAI Press.
- Rainelli, Michael (1986). Loi du prix unique et théorie de la parité des pouvoirs d'achat: Un retour à G. Cassel, A. Aftalion et J. Viner. Revue d'Economie Politique, vol. 96, p. 25-38.
- Roll, Richard (1979). Violations of Purchasing and their Implications for Efficient International Commodity Markets, dans International Finance and Trade, sous la direction de Sarnat et Szego, p. 133-176.
- Shapiro, Allan, C. (1983). What does Purchasing Power Parity Mean? Journal of International Money and Finance, p. 295-318.
- Stockman, Alan C. (1980). A theory of Exchange Rate Determination. Journal of Political Economy, vol. 88, no. 4, p. 673-697.
- Yeager, Leland B. (1958). A rehabilitation of Purchasing Power Parity, Journal of Political Economy, 66, p.516-530.