

STATISTIQUE ET ÉCONOMÉTRIE APPLIQUÉES

Professeur : Marius Brülhart
Assistant : Aleksandar Georgiev

**Analyse de la théorie de la Parité du Pouvoir d'Achat
dans le cas de la Suisse**

Ana Cristina Molina

Mercredi 21 mai 2003

Table de Matières

1. Introduction.....	3
2. La Parité du Pouvoir d'Achat : base théorique.....	3
3. Les données.....	4
4. Méthodes économétriques appliquées dans le cadre de la PPA.....	7
4.1. Inconsistance des MCO.....	7
4.2. Test de cointégration.....	9
4.3. Modèle à correction d'erreurs.....	13
4.4. Estimation de la PPA : une deuxième tentative.....	15
5. Conclusion.....	16
6. Bibliographie.....	17
7. Annexes.....	18

1. Introduction

La détermination du taux de change est une des problématiques majeures en Macroéconomie Internationale. Cela provient du fait que le taux de change constitue un des instruments d'ajustement de la politique monétaire et commerciale d'un pays, la connaissance de son niveau d'équilibre représente dès lors un défi considérable. Depuis Ricardo, plusieurs théories essayant de prévoir le taux de change ont été développées, mais la théorie de base reste celle de la Théorie de Pouvoir d'Achat (PPA). L'objet de cette étude est de déterminer si cette théorie se vérifie dans le long terme pour la Suisse et ses principaux partenaires commerciaux dont l'Allemagne, la France, l'Italie et les Etats-Unis en appliquant la méthode de la cointégration dans des séries mensuelles pour une période de 25 ans. Plusieurs études empiriques ont déjà essayé de donner une réponse satisfaisante à la validité de la PPA, et ont montré que de manière générale elle ne se vérifie pas dans le court terme. Cependant dans le long terme la validité de cette relation reste beaucoup plus controversée par un manque de consensus auprès des économistes. De ce fait, d'autres méthodes économétriques ont été développées de façon à pouvoir aboutir à des résultats plus clairs. Jusqu'à la moitié des années 80', la méthode utilisée était celle des Moindres Carrées Ordinaires. Pourtant celle-ci procure des résultats défectueux lorsque nous travaillons avec des séries non stationnaires, ce qui est souvent le cas des séries de taux de change et de prix. Ainsi, d'après Granger et Newbold (1974) et Engle et Granger (1987), lorsque nous utilisons la méthode des MCO dans le cadre des séries temporelles, sans une étude préalable de la structure de ces séries, le risque d'estimer des relations erronées et d'interpréter de façon équivoque les coefficients est très important (Ramirez et Khan, 1999). Tout au long de ce papier, nous essayerons de mettre en évidence les problèmes qui existent lorsqu'on traite des séries temporelles, et nous verrons que pour les pays en question, la validité de la PPA reste un sujet controversé.

Tout d'abord, nous ferons un bref survol de la théorie de la Parité de Pouvoir d'Achat et des problèmes que soulève sa vérification. Puis, dans une deuxième partie, nous décrirons les données utilisées dans le cadre de cet étude. Finalement, nous analyserons les techniques économétriques appliquées au cas de la Suisse et présenterons les résultats obtenus.

2. La Parité du pouvoir d'achat : base théorique

La théorie de la Parité du Pouvoir d'Achat a été développée par Cassel (1918) et n'est finalement qu'une généralisation de la loi du prix unique à l'ensemble des biens d'une économie. Selon la loi du prix unique, dans un marché international concurrentiel, sans obstacle à l'échange, sans coûts de transport ou de transaction, les prix de biens

identiques vendus dans des pays différents doivent être les mêmes, quelque soit la monnaie dans laquelle ces prix sont exprimés.

La condition d'absence d'arbitrage implique donc que :

$$P_i = S \cdot P_i^*$$

avec

- S: taux de change nominal
- P_i^* : prix du bien i à l'étranger
- P_i : prix du bien i dans notre pays

Si l'on considère maintenant l'ensemble des biens d'une économie, la relation de la parité du pouvoir d'achat en version absolue¹ est déterminée par

$$\sum \theta_i P_i = S \cdot \sum \theta_i P_i^*$$

$$\Leftrightarrow \quad S = P/P^* \quad (1)$$

Selon cette théorie, le taux de change entre deux monnaies serait déterminé par le rapport du niveau général des prix des deux pays. Ainsi, d'après la PPA une baisse du pouvoir d'achat intérieur d'une monnaie, impliquant un accroissement du niveau général des prix, serait associé à une dépréciation proportionnelle de la monnaie sur les marchés des changes. Dans le cas contraire, on aboutirait à une appréciation de cette dernière. Il existe également une version relative de la PPA qui consiste à prendre les logarithmes de la version absolue. Soit :

$$\log(S) = \log(P) - \log(P^*)$$

$$\Delta s = \Delta p - \Delta p^* \quad (2)$$

Cette relation permet de relier le taux de dépréciation nominal et le différentiel du taux d'inflation. La vérification de la version relative implique que le taux de change réel est égal à l'unité. En effet, par définition, le taux de change réel est exprimé par :

$$Q = S \cdot P^*/P \quad (3)$$

$$\log(Q) = \log(S) + \log(P^*) - \log(P)$$

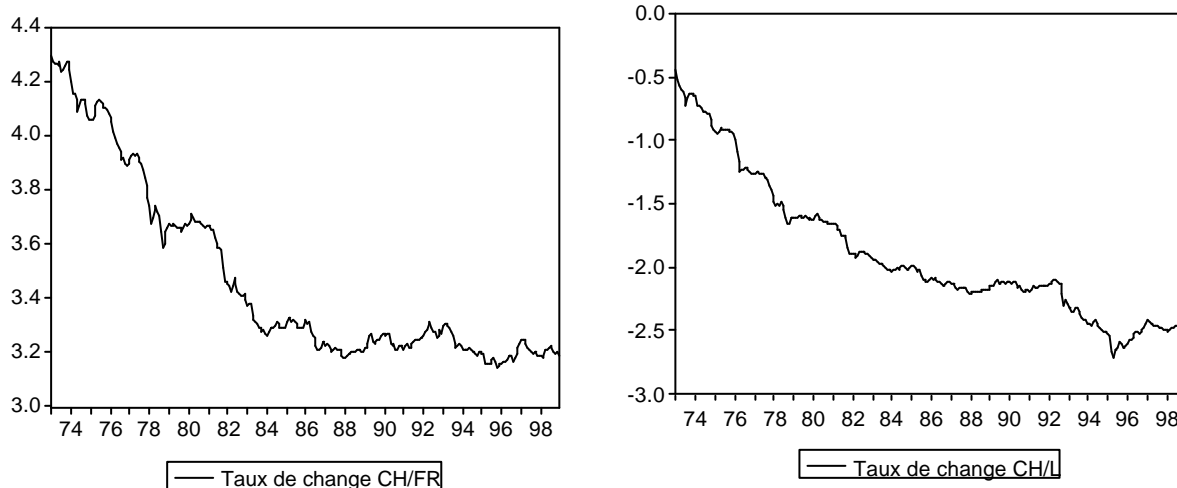
D'après cette équation, pour que la version relative soit vérifiée, il faut que le logarithme de Q soit nul et donc que le taux de change réel soit égale à l'unité. Cette condition implique que le taux de change réel est stationnaire, ce qui n'est pas du tout réaliste, mais constitue toutefois une autre méthode pour tester la PPA. Dans notre analyse, nous nous attarderons à la version absolue de la PPA.

¹ θ_i étant la part du bien i dans la consommation totale.

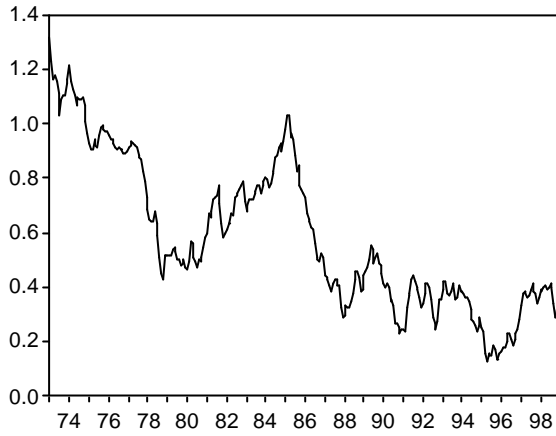
3. Les données

Pour cette étude, nous utilisons les séries mensuelles de l'indice de prix à la consommation de la Suisse, l'Allemagne, la France, l'Italie et les Etats-Unis ainsi que le taux de change nominal suisse par rapport aux monnaies de ces quatre pays. Nous considérons la période de temps allant de janvier 1973 jusqu'à décembre 1998, ce qui nous permet d'avoir 312 observations pour chacune des séries. Le choix de cette période n'est pas arbitraire puisque l'année 1973 marque le début des régimes de taux de change flexibles dans le monde, ce qui rend précisément intéressant de tester la dynamique de long terme du taux de change. Les séries de l'indice de prix à la consommation (CPI²) proviennent de datastream, tandis que les séries des taux de change nominaux ont été obtenus à partir de la base de données de la Banque Nationale Suisse. Le problème fondamental auquel nous allons être confrontés sera la non-stationnarité de nos séries et par conséquent au risque d'obtenir des résultats qui ne reflètent en aucun cas la vraie relation entre les variables. Nous voudrions analyser dans quelle mesure la théorie de pouvoir d'achat s'avère une théorie fiable à long terme dans le cas de la Suisse pour cela nous linéarisons d'abord le modèle de base en utilisant des variables en logarithmes. Mais avant de continuer notre étude, examinons chacune des séries. Graphiquement, nous pouvons constater que les séries du taux de change transformées se caractérisent par une tendance négative, très marquée dans le cas du taux de change du CH/L, CH/FR, CH/DM. Ce qui en réalité n'est pas surprenant. Le comportement du taux de change CH/USD est par contre beaucoup moins clair, puisque nous retrouvons des fluctuations plus importantes. Les graphiques 1-4 présentent les séries transformées du taux de change:

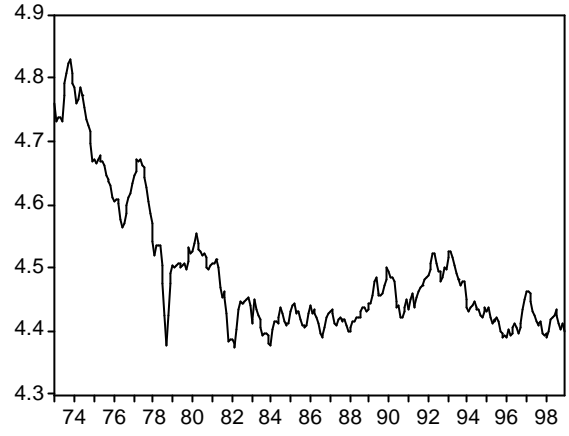
Graphiques 1-4



² Selon sa nomenclature en anglais.



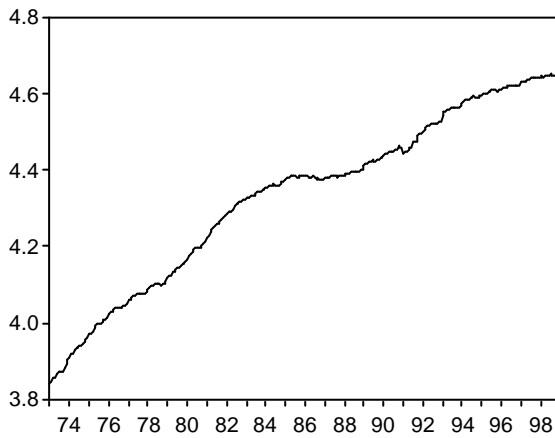
— Taux de change CH/USD



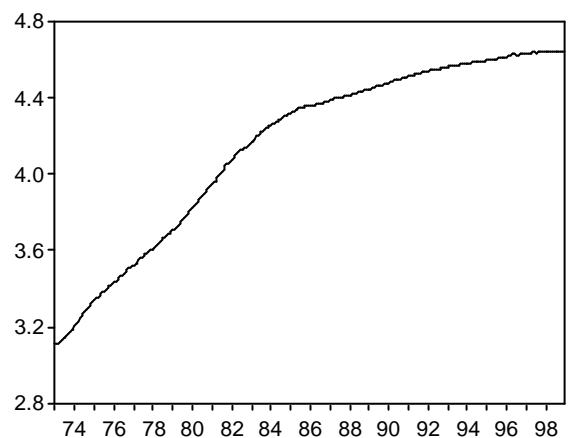
— Taux de change CH/DM

Les Graphiques 4-9 illustrent les séries transformées de l'indice des prix à la consommation (CPI):

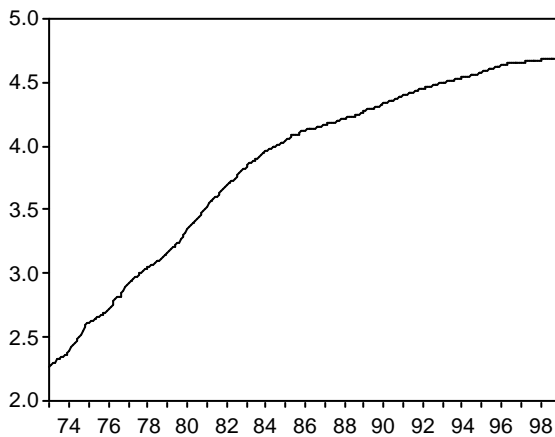
Graphiques 5-9



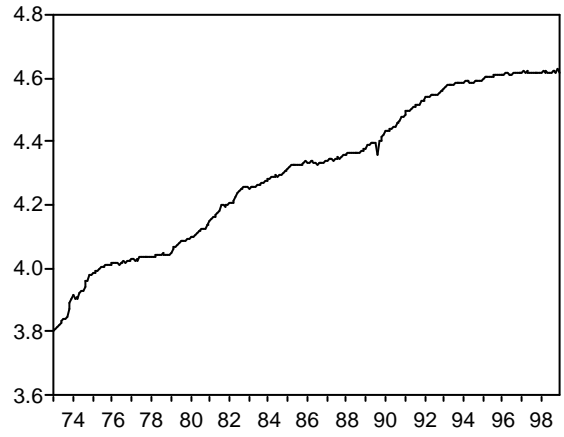
— Log(CPI) allemand



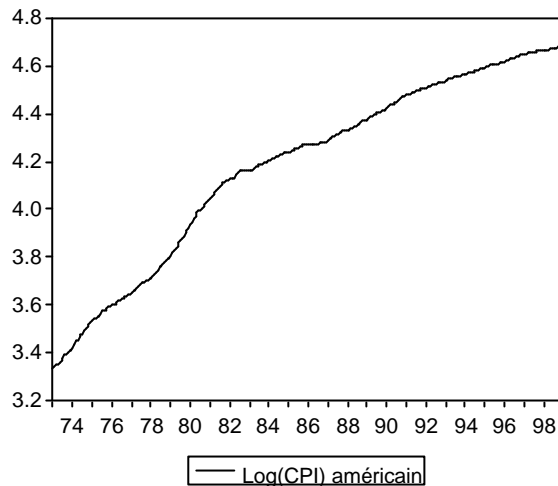
— log(CPI) français



— log(CPI) italien



— log(CPI) suisse



Dans tous les cas , nous remarquons que les séries des indices de prix à la consommation comportent aussi un trend mais cette fois positif, ce qui nous met à nouveau en garde sur la non-stationnarité des séries. Sous ces conditions, estimer la PPA par la méthode des Moindres Carrées Ordinaires conduirait nécessairement à un échec puisque cela reviendrait à réaliser une « spurious » régression³ et à obtenir des résultats traduisant une relation qui n'existe peut-être pas.

4. Méthodes économétriques utilisés dans le cadre de la PPA.

4.1. Inconsistance des MCO

Malgré les remarques faites dans la partie précédente, pendant les années 80, la méthode la plus répandue pour tester la PPA était celle des MCO. Nous avons alors réalisé une première régression qu'on appelle naïve afin de mieux comprendre les problèmes soulevés par les séries temporelles, il y a vingt-ans.

$$\log (S_t) = a + \beta(\log (P_t) - \log(P_t^*)) + u_t$$

$$? \quad s_t = a + \beta(p_t - p_t^*) + u_t \quad (4)$$

Notre modèle comporte 4 équations :

- $S_{ch/usa} = a + \beta(p_{ch} - p_{usa}) + u_t$
- $S_{ch/all} = a + \beta(p_{ch} - p_{all}) + u_t$
- $S_{ch/fr} = a + \beta(p_{ch} - p_{fr}) + u_t$
- $S_{ch/ital} = a + \beta(p_{ch} - p_{ital}) + u_t$

On considère que toutes les hypothèses de base pour l'utilisation des MCO sont vérifiées. Comme d'habitude, u_t représente le terme aléatoire de moyenne nulle et

³ Régression fallacieuse

correspond dans ce cas aux déviations de court terme du taux de change par rapport à la PPA. Dans l'idéal, nous cherchons des coefficients tels que $\beta = 1$ et $a = 0$. L'équation⁴ (4) telle qu'elle est définie introduit implicitement une contrainte. Elle impose un coefficient β égale pour les deux indices de prix⁵. Nous considérons alors la différence $p_t - p_t^*$ comme une seule variable. Le tableau ci-dessous présente les résultats obtenus.

Tableau 1 : Régression Préliminaire

	?	t-stat	β	t-stat	DW	R^2
Allemagne	4.506	582.132	0.534	3.0598	0.0172	0.0262
France	3.267	855.0149	1.333	101.07	0.0852	0.9704
Italie	-2.381	-285.739	1.067	86.209	0.0419	0.959
Etats-Unis	0.415	35.6823	1.359	23.921	0.0381	0.647

Comme prévu, nous constatons que, les coefficients sont hautement significatifs, c'est-à-dire qu'on rejette l'hypothèse nulle⁶ au seuil de 1%. De plus, le pouvoir explicatif de notre modèle semble être extraordinaire surtout dans le cas de la France et de l'Italie pour lesquels le R^2 est très proche de 1. Dans le cas de l'Allemagne, on reste assez surpris par le R^2 , mais sa faible valeur pourrait aussi s'expliquer par le signe contraire des tendances entre le taux de change et les indices de prix dont les effets s'annuleraient. Cependant, l'indicateur clé dans nos résultats est la valeur du Durbin Watson, qui dans tous les cas est très proche de zéro, et qui donc nous indique que les erreurs sont autocorrélées, et que la bonne performance du modèle n'est qu'une illusion. De cette façon, nous confirmons nos hypothèses de départ sur la faiblesse de notre modèle et la mauvaise spécification de celui-ci.

Par ailleurs, nous pouvons ajouter que d'après nos résultats la constante est très significative, or d'après le modèle elle devrait être nulle. Nous testons également $\beta=1$, les résultats sont résumés dans le tableau suivant :

Tableau 2

$$H_0 : \beta=1 \quad H_1 : \beta \neq 1$$

	F-statistic	Probabilité
Allemagne	7.105783	0.008086
France	639.0222	0
Italie	29.36384	0
Etats-Unis	39.94326	0

⁴ Dans le cas où on voudrait tester la PPA version relative, on devrait réaliser une régression en utilisant les différences premières de l'équation de base.

⁵ Nous verrons plus tard dans notre étude ce qui se passe lorsqu'on relâche cette condition.

⁶ D'après la table de Student, la valeur critique est de 2.57.

Dans tous les cas nous rejetons l'hypothèse nulle, ce qui implique que la valeur β n'est pas égale à l'unité.

De façon générale cette première régression ne doit pas être comprise comme une explication de notre problématique mais comme l'illustration des différents problèmes qui peuvent surgir lorsque l'on ne tient pas compte de la non-stationnarité des séries. Les contradictions du modèle apparaissent non seulement au niveau de son inconsistance ou de son faible pouvoir prédictif, mais aussi au niveau de ses coefficients. La régression telle qu'elle est définie ne nous permet pas de conclure à une relation solide entre le taux de change et le rapport des indices des prix, étant donné que nous n'avons pas tenu compte de la non-stationnarité des séries. Afin de déterminer s'il existe une relation de long terme entre ces variables, nous devons appliquer les techniques de cointégration. En testant la cointégration entre les séries, nous pouvons déterminer si les MCO peuvent être appliqués ou pas. Dans la partie qui suit, nous nous intéressons de plus près aux caractéristiques structurelles de chacune des séries.

4.2. Test de cointégration

Dans cette partie, nous nous attachons d'abord à la stationnarité des séries, puis à l'application du test de cointégration. Dans le cas des séries temporelles, le problème principal revient à déterminer si la série est stationnaire ou pas, en particulier lorsqu'on a à faire à des séries macroéconomiques. Par définition, une série chronologique est considérée non stationnaire lorsque sa variance et sa moyenne se trouvent modifiées dans le temps (Bourbonnais 2000). Dans le cas où ses deux hypothèses sont vérifiées, la série est dite stationnaire, ce «qui implique que la série ne comporte ni tendance, ni saisonnalité et plus généralement aucun facteur n'évoluant avec le temps⁷ ». Pour tester alors la stationnarité des séries du taux de change et de l'indice de prix à la consommation, nous utilisons le test de Dicky-Fuller qui détermine si la série a une racine unitaire ou pas. Dans ce test, l'hypothèse nulle stipule la non-stationnarité des séries⁸, en acceptant H_0 , nous admettons donc qu'il existe une racine unitaire. Nous avons appliqué le test de Dicky-Fuller Augmenté avec deux retards, le tableau ci-dessous résume nos résultats :

Tableau 3 : Test de Dicky-Fuller Augmenté (niveau)

Variables	Constante	Seuil critique 1%	Trend et constante	Seuil critique 1%
S _{ch/fr}	-2.966	-3.4533	-1.50	-3.9913
S _{ch/ital}	-3.184	-3.4533	-2.157	-3.9913
S _{ch/usd}	-1.953	-3.4533	-2.459	-3.9913
S _{ch/all}	-2.347	-3.4533	-2.373	-3.9913

⁷ Bourbonnais 2000.

⁸ et donc l'existence d'une racine unitaire

P france	-6.361	-3.4533	-0.795	-3.9913
P italie	-6.0547	-3.4533	-0.598	-3.9913
P usa	-5.147	-3.4533	-1.245	-3.9913
P allemagne	-3.789	-3.4533	-1.951	-3.9913
P suisse	-3.196	-3.4533	-1.527	-3.9913

Nous avons indiqué les résultats obtenus dans deux cas : lorsque nous avons inclus une constante et lorsque nous avons inclus une constante et un trend. En ce qui concerne les séries du taux de change, nous ne pouvons rejeter en aucun cas l'hypothèse nulle de non-stationnarité, les séries sont donc non stationnaires. Cependant dans le cas des séries de prix à la consommation, nous ne pouvons rejeter l'hypothèse nulle que lorsque nous admettons une constante et un trend dans la série, ce qui semble bien être le cas d'après les graphiques 5-9. Pour être sûr que cela correspond au vrai comportement des CPI nous réalisons des corrélogrammes (cf. Annexe1), ces derniers confirment notre résultat initial sur la non-stationnarité des séries et l'existence d'un trend. Par conséquent comme le lecteur averti l'aura déjà imaginé, nous devons utiliser une méthode d'estimation autre que les MCO afin de déterminer si la parité du pouvoir d'achat peut se vérifier empiriquement dans le cas de la Suisse et ses principaux partenaires commerciaux. Nous procédons alors selon la méthode de Engel et Granger, introduite en 1981, et nous réalisons un test de cointégration sur nos séries afin de déceler si elles sont liées par une relation de long terme ou pas.

D'abord, nous devons déterminer l'ordre d'intégration de chacune des séries c'est-à-dire le nombre de fois qu'il faut différencier la série pour qu'elle devienne stationnaire. Nous calculons les différences $S_t - S_{t-1}$ et $P_t - P_{t-1}$ puis nous y appliquons le test de Dicky-Fuller Augmenté.

Tableau 4 : Test de ADF sur les différences premières

Variables	Constante et trend
$\Delta S_{ch/fr}$	-9.2403
$\Delta S_{ch/ital}$	-8.7621
$\Delta S_{ch/usd}$	-8.7977
$\Delta S_{ch/all}$	-8.7829
ΔP_{france}	-6.2277
ΔP_{italie}	-6.9498
ΔP_{usa}	-6.4314
$\Delta P_{allemagne}$	-8.2256
ΔP_{suisse}	-8.5798

Dans tous les cas, nous rejetons l'hypothèse H_0 , et donc la non-stationnarité des séries au seuil de critique de 1% (valeur critique -3.9914). Les séries sont alors intégrées de degré 1, puisque la différence première de chacune de ces variables est stationnaire $I(0)$, ce qui nous permet de continuer à appliquer la méthode Engle et Granger (1981).

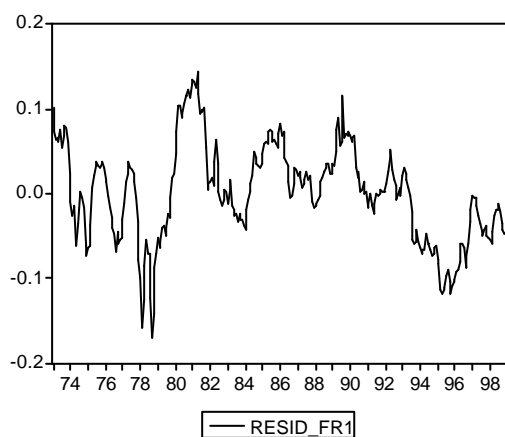
Maintenant , on doit vérifier s'il existe une relation entre le taux de change nominal et le rapport des prix. En effet, la notion de cointégration postule que si deux variables x et y sont intégrées d'ordre 1, $I(1)$, et s'il existe une combinaison linéaire de ces variables qui est stationnaire $I(0)$, alors, on peut conclure que x et y sont cointégrées d'ordre (1,1) et par conséquent l'utilisation des MCO reste approprié. Nous avons déjà montré que les séries sont non-stationnaires et intégrées de même ordre. Il nous reste alors à tester si les résidus de cette combinaison linéaire sont stationnaires. Dans le cas échéant, les déviations par rapport à la valeur d'équilibre tendent à s'annuler dans le temps et donc une relation de long terme existe entre ces deux séries. Nous testons la stationnarité des résidus de la régression suivante:

$$s_t = a + \beta(p_t - p_t^*) + u_t$$

$$\Leftrightarrow u_t = s_t - a - \beta(p_t - p_t^*)$$

Dans le cas de la France, nous constatons qu'on peut rejeter l'hypothèse nulle de non-stationnarité des résidus au seuil de 10%. Cela implique que les deux séries sont cointégrées et donc qu'a priori il existerait une relation de long terme entre le taux de change et le rapport des indices des prix, c'est-à-dire que la parité de pouvoir d'achat serait vérifiée. A titre indicatif, nous pouvons dire que lorsque nous augmentons les retards, nous rejetons l'hypothèse nulle avec plus de certitude. Par la suite, nous présentons pour chaque cas le graphique des résidus et les résultats du test de ADF lorsqu'on inclut une constante mais pas de retard.

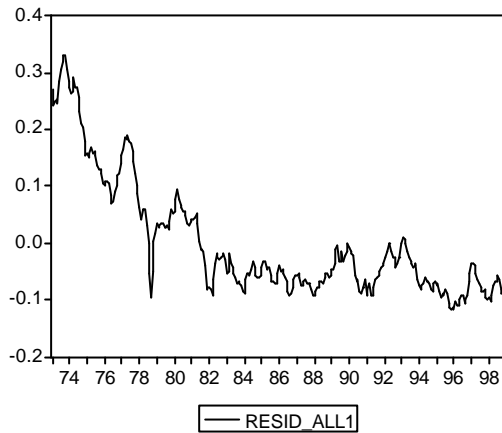
France: Analyse des résidus



ADF Test Statistic	-2.841192
1% Critical Value*	-3.4532
5% Critical Value	-2.8710
10% Critical Value	-2.5718

Dans le cas de l'Allemagne , nous constatons que les résidus sont non stationnaires, puisque nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse H_0 . Ceci est également confirmé par le graphique ci-dessus. La relation entre le taux de change CH/DM et les indices de prix des deux pays, ne peut pas être estimée par les MCO puisque les variables ne sont pas cointégrées. La régression de la première partie de cette analyse , dans le cas de l'Allemagne est effectivement vide de sens.

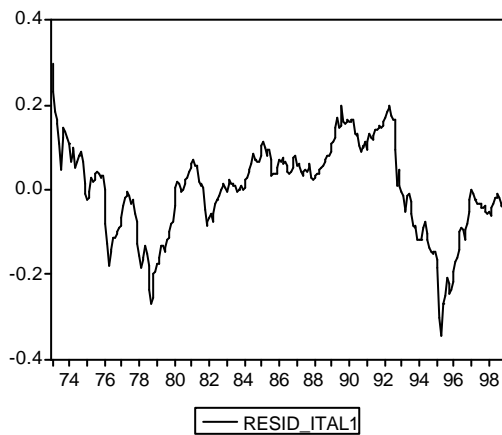
Allemagne : Analyse des résidus



ADF Test Statistic	-2.477378
1% Critical Value*	-3.4532
5% Critical Value	-2.8710
10% Critical Value	-2.5718

Pour l'Italie, le test de ADF, nous indique l'absence de non-stationnarité. Nous considérons les résidus comme stationnaires et donc nous pouvons dire qu'une relation de long terme existe entre le taux de change CH/L et les indices de prix suisse et italien.

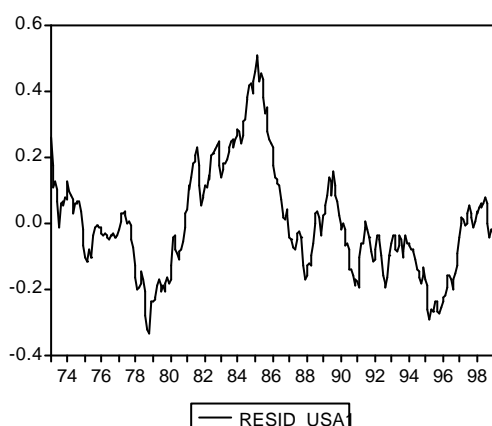
Italie : Analyse des résidus



ADF Test Statistic	-2.835282
1% Critical Value*	-3.4532
5% Critical Value	-2.8710
10% Critical Value	-2.5718

En ce qui concerne les résidus issus de la régression liant la Suisse et les Etats-Unis, ils sont non stationnaires, les variables sont non cointégrées et donc il n'existe pas une relation qui ramène à chaque fois le taux de change vers la PPA.

Etats-Unis : Analyse des résidus



ADF Test Statistic	-2.089568
1% Critical Value*	-3.4532
5% Critical Value	-2.8710
10% Critical Value	-2.5718

D'après l'analyse précédente, nous pouvons conclure que les séries de taux de change et des prix sont cointégrées mais seulement dans le cas de la France et de l'Italie. Dès lors une relation de long terme existe⁹ et nous pouvons donc estimer le modèle à correction d'erreurs pour ces deux pays, ce qui sera l'objet du chapitre suivant. Pour les deux autres pays Allemagne et Etats-Unis, la dynamique de long terme entre le taux de change et la PPA n'est pas vérifiée.

4.3. Estimation du modèle à correction d'erreur (ECM)

Dans cette partie, nous essayons d'expliquer les variations de long terme du taux de change. Pour cela, on estime le modèle à correction d'Erreur qui permet non seulement de corriger l'effet de la tendance de chaque série, mais aussi d'intégrer les fluctuations de court terme (Bourbonnais 2000). Ainsi ce modèle permet de réconcilier le comportement de court et de long terme des variables considérées. La dynamique de long terme est représentée par le résidu, estimé lors de la régression de cointégration; tandis que celle de court terme apparaît dans le modèle à travers les différences premières des variables en question (Ramirez et Khan, 1999). La relation que nous devons estimer est donc la suivante :

$$s_t = \beta_1(p_t - p_t^*) + \beta_2 (s_{t-1} - \beta(p_{t-1} - p_{t-1}^*))$$

Ce qui en fait revient à estimer:

$$s_t = \beta_1(p_t - p_t^*) + \beta_2 * e_{t-1} + u_t$$

Avec e_t le terme de correction d'erreur.

Nous avons déjà estimé les résidus (e_t) par la méthode des MCO, donc il ne nous reste qu'à inclure ces résidus dans ce nouveau modèle. A propos de ce dernier, il est important de signaler qu'il devrait nous indiquer la force avec laquelle se font les ajustements une fois qu'on s'est écarté de la valeur d'équilibre. Ainsi, β_2 est considéré comme un paramètre d'ajustement de court terme. Le signe de ce

⁹ Etant donné que dans ces deux cas, les variables sont cointégrées, les régressions faites dans le chapitre 4.1, à l'aide des MCO restent valables.

coefficient devrait donc être négatif pour que le mécanisme de correction se mette en place et qu'on puisse retourner vers la valeur de la PPA, dans le cas contraire on s'éloignerait de plus en plus de cette valeur (Bourbonnais 2000). Les résultats que nous avons trouvés sont présentés dans le tableau ci-dessous:

	β_1	t-stat	β_2	t-stat	R^2
France	0.631	4.442	-0.0415	-2.625	0.028
Italie	0.954	6.636	-0.0311	-2.665	0.0543

Nous pouvons d'abord constater que le coefficient d'ajustement β_2 est bien négatif et significativement différent de zéro. En effet, on rejette dans les deux cas l'hypothèse nulle $\beta_2=0$, puisque la valeur critique s'élève à 2.57. Cela implique un rattrapage vers la valeur d'équilibre, c'est-à-dire qu'à chaque fois que le taux de change CH/L s'éloigne de la valeur prédite par la PPA, il y aura un mécanisme d'ajustement qui corrige ces déviations. D'un autre côté, les valeurs basses des R^2 attirent notre attention puisqu'elles témoignent du faible pouvoir explicatif du modèle. Cela peut s'expliquer par le fait qu'il existe d'autres variables qui influencent le taux de change dans le court terme et qui ne sont pas incluses dans le modèle. Nous incluons alors dans notre équation les taux d'intérêt de la période précédente. En effet, si le différentiel d'intérêt entre deux pays augmente, le pays avec le taux d'intérêt le plus élevé sera le plus attractif au niveau des placements. Par conséquent, le taux de change de cette monnaie aura tendance à diminuer. Cette monnaie s'apprécie donc s_t décroît. Il y a donc une influence directe du taux d'intérêt sur le taux de change de la période suivante. Pour cette nouvelle analyse nous avons considéré la période allant de janvier 1990 à décembre 1998, étant donné l'impossibilité de trouver des données plus vieilles pour les séries du taux d'intérêt. Nous avons utilisé le taux interbancaire. Nous procédons de la même façon que jusqu'à présent, mais cette fois nous considérons un échantillon que de 120 observations pour chacune des séries. Nous estimons alors les résidus ϵ_t en partant de l'année 1990. Nous réalisons cela pour la France et l'Italie.

$$s_t = \beta_1(p_t - p_t^*) + \beta_2(r_{t-1} - r_{t-1}^*) + \beta_3 \epsilon_{t-1} + u_t$$

Nous utilisons les logarithmes des taux d'intérêt, puis nous vérifions que les différences premières du différentiel du taux d'intérêt soient stationnaires¹⁰. Ceci fait, nous procédons avec notre estimation.

	β_1	t-stat	β_2	t-stat	β_3	t-stat	R^2
France	0.076	0.424	-0.0042	-0.64	-0.0478	-1.686	0.0127
Italie	1.196	1.818	0.02	1.451	-0.020	-0.860	0.0098

¹⁰ Les résultats de cette procédure ne seront plus présentés ici pour alléger cette étude.

La première remarque qu'on peut faire c'est que les R^2 ont diminué, mais cela peut s'expliquer par plusieurs raisons. D'abord par le fait que notre échantillon a été réduit de plus de la moitié, nous avons considéré que 120 observations pour chaque série, ce qui fait que notre modèle est moins solide. Ensuite, il est fort probable que d'autres variables que le taux d'intérêt influencent le taux de change dans le court terme, notamment la variation de la masse monétaire¹¹, de la production, ou bien le niveau des exportations et des importations¹². De plus, il faudrait connaître dans quel laps de temps les variables incluses dans notre régression agissent sur le taux de change afin de définir le nombre de retards qu'on doit utiliser pour les variables en différences. En ce qui concerne les coefficients, le signe du coefficient du terme à correction d'erreurs et celui du différentiel du taux d'intérêt sont négatifs, ce qui correspond à nos attentes, par contre aucun n'est statistiquement significatifs.

4.4. Estimation de la PPA : une deuxième alternative

Le but de cette partie est de montrer qu'il existe une deuxième façon d'estimer la PPA, qui à notre avis peut nous aider à confirmer ou à infirmer nos résultats de la première partie. Nous relâchons la contrainte que nous avons imposé selon laquelle le coefficient β est le même pour p et p^* , c'est-à-dire que dans ce modèle, les indices de prix de chaque pays n'ont plus le même poids. Nous testons alors la cointégration entre s , p et p^* . Ces trois variables sont intégrées du même ordre comme nous l'avons déjà démontré dans la première partie. Afin de tester si les résidus sont stationnaires, nous estimons l'équation :

$$s_t = a + \beta p_t - \gamma p_t^* + u_t \quad (6)$$

Les résultats sont les suivants :

	a	t-stat	β	t-stat	γ	t-stat	DW	R^2
Allemagne	6.42	121.97	1.379	17.357	-1.815	-21.675	0.120	0.815
France	4.42	41.693	0.857	18.958	-1.117	-48.884	0.109	0.978
Italie	-0.475*	-1.329	0.453	3.924	-0.876	-23.270	0.044	0.963
Etats-Unis	3.186	8.407	-0.072	-0.357	-0.548	-4.467	0.0443	0.698

* Les coefficients en gras ne sont pas statistiquement significatifs.

Nous constatons à nouveau que les R^2 sont très élevés et d'une manière générale les commentaires restent les mêmes que pour la première régression. Par rapport au coefficient γ , son signe correspond au modèle et sa valeur est très proche de 1 dans le cas de l'Italie et la France. Nous procédons maintenant à analyser les résidus pour

¹¹ Si nous considérons le modèle monétaire.

¹² Si on considère l'approche de la Balance de Paiements.

chacune des quatre équations. Nous considérons à chaque fois pour le test de ADF la constante et aucun retard :

Tableau 5 : Test de Dicky-Fuller Augmenté

	ADF Test Statistic	Critical value	
Allemagne	-3.166612	1% Critical Value*	-3.4532
France	-3.238246	5% Critical Value	-2.8710
Italie	-2.934429	10% Critical Value	-2.5718
Etats-Unis	-2.181550	MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root	

D'après ces résultats, nous pouvons rejeter l'hypothèse nulle de non stationnarité pour le cas de la France, l'Italie et l'Allemagne, ce qui confirme nos résultats d'une relation de long terme pour les deux premiers pays mentionnés. Cependant, avec cette procédure, il n'est plus possible de définir un vecteur de cointégration unique. En effet, on se trouve face à la cointégration multivariée, les estimateurs des MCO ne sont plus consistents et nous devons donc faire appel à d'autres méthodes économétriques qui dépassent le cadre de cette étude.

5. Conclusion

Tout au long de cette analyse, nous avons voulu montrer les difficultés qui existent à la validation de la théorie de pouvoir d'achat. Plus particulièrement nous nous sommes intéressés au cas de la Suisse et à sa relation avec autres quatre pays industrialisés : Allemagne, Italie, France, Etats-Unis, en espérant que la PPA serait vérifiée étant données les fortes relations commerciales entre ces pays et la Suisse. Nos résultats nous ont montré que la parité de pouvoir d'achat était vérifiée pour l'Italie et la France, et donc qu'une relation de long terme entre le taux de change et la PPA existe. Pour les Etats-Unis, nous n'avons eu aucun signe de validation. Tandis que pour l'Allemagne, lors de notre deuxième tentative, la relation semblait être vérifiée. Malgré les résultats plutôt optimistes dans le cas de l'Italie et de la France, le modèle ECM appliqué à ces deux pays s'est caractérisé par un échec, par la difficulté de connaître le temps d'ajustement des autres variables et plus précisément par la difficulté à définir les variables qui interviennent. De plus, il nous faudrait aussi tenir compte des anticipations des agents. Une autre critique que nous pouvons faire à ce propos est que dans la réalité il existe des obstacles aux échanges et surtout une distinction entre les biens échangeables et non échangeables. Tout cela fait donc que la PPA reste un sujet ouvert aux discussions.

6. Bibliographie

- Bacchetta P., 2002, Notes de cours, Macroéconomie Internationale, Université de Lausanne.
- Banerjee A., Dolado J., Galbraith, Hendry D., 1993, Co-integration, error correction, and the econometric analysis of non-stationary data, Oxford University Press.
- Bourbonnais R. 2000, Econométrie, Dunod.
- Jacobson T., Nessen M., 1998, World-Wide Purchasing Power Parity, Research Department of the Sveriges Riksbank, Sweden.
- Jeanneret A., Molina A.C., 2002, Taux de change et Politique monétaire, Théorie politique et Monétaire, Université de Lausanne.
- Krugman P., Obstfeld M., 2001, Economie Internationale, 3ème édition.
- Servu P., Uppal R., 2001, Exchange rate volatility and international trade : A general-equilibrium analysis, European Economic Review, p.429-441.
- Ramirez M., Khan S., 1999, A cointegration Analysis of Purchasing Power Parity, International Advances in Economic Research, p.369-385.
- Rocheteau G., 2001, Notes de Cours, Macroéconomie, Université de Lausanne.

7. Annexes

Variable: p_{all}						
Sample: 1973:01 1998:12						
Included observations: 312						
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. *****	*****	1	0.989	0.989	308.09	0.000
. *****	.	2	0.978	-0.005	610.31	0.000
. *****	.	3	0.967	-0.002	906.75	0.000
. *****	.	4	0.956	-0.009	1197.4	0.000
. *****	.	5	0.945	-0.002	1482.4	0.000
. *****	.	6	0.934	-0.008	1761.7	0.000
. *****	.	7	0.923	-0.006	2035.3	0.000
. *****	.	8	0.912	-0.012	2303.3	0.000

Variable: p_{fr}						
Sample: 1973:01 1998:12						
Included observations: 312						
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. *****	*****	1	0.990	0.990	308.85	0.000
. *****	.	2	0.980	-0.010	612.53	0.000
. *****	.	3	0.970	-0.010	911.00	0.000
. *****	.	4	0.960	-0.010	1204.2	0.000
. *****	.	5	0.950	-0.006	1492.2	0.000
. *****	.	6	0.940	-0.007	1775.0	0.000
. *****	.	7	0.930	-0.008	2052.6	0.000
. *****	.	8	0.919	-0.006	2325.0	0.000

Variable: p_{ital}						
Sample: 1973:01 1998:12						
Included observations: 312						
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. *****	*****	1	0.990	0.990	308.87	0.000
. *****	.	2	0.980	-0.008	612.59	0.000
. *****	.	3	0.970	-0.008	911.17	0.000
. *****	.	4	0.960	-0.008	1204.6	0.000
. *****	.	5	0.951	-0.003	1492.9	0.000
. *****	.	6	0.941	-0.008	1776.2	0.000
. *****	.	7	0.930	-0.013	2054.3	0.000
. *****	.	8	0.920	-0.008	2327.2	0.000

Variable: p _{usa}						
Sample: 1973:01 1998:12						
Included observations: 312						
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. *****	. *****	1	0.990	0.990	308.58	0.000
. *****	. .	2	0.979	-0.007	611.75	0.000
. *****	. .	3	0.969	-0.007	909.52	0.000
. *****	. .	4	0.959	-0.006	1201.9	0.000
. *****	. .	5	0.948	-0.006	1488.9	0.000
. *****	. .	6	0.938	-0.006	1770.6	0.000
. *****	. .	7	0.928	-0.009	2047.0	0.000
. *****	. .	8	0.917	0.003	2318.1	0.000