

# *Wage-led, profit-led ou export-led ? Une analyse empirique des régimes de croissance en Amérique Latine*

Luis Reyes

25 mars 2017

**Résumé du chapitre de livre à paraître dans « Estudios y Perspectivas », CEPAL (en cours d'édition). Original en espagnol.**

L'objectif de cet article est d'étudier les régimes de croissance des cinq économies les plus importantes d'Amérique Latine en termes de PIB total : l'Argentine, le Brésil, le Chili, le Mexique et le Pérou. Pour cela, une méthodologie économique est mise en place qui facilite l'homogénéisation de la lecture des paramètres estimés et qui peut être répliquée pour analyser d'autres économies.

Les résultats montrent qu'à long terme l'Argentine, le Brésil, le Chili et le Mexique bénéficiaient d'une augmentation de la part relative des salaires (y compris le revenu des auto-entrepreneurs) sur le revenu national. D'après les résultats, le cas du Pérou est différent, mais ceci mérite une analyse plus détaillée.

Cet article s'appuie sur la littérature portant sur la répartition fonctionnelle du revenu et son lien avec la croissance économique, à travers la théorie des régimes de croissance avancée par Steve Marglin et Amit Bhaduri en 1990.

# 1 Introduction

Le troisième chapitre du document Perspectives de l’Emploi publié par l’OCDE en 2012 met en évidence la forte dégradation de la part des salaires dans le revenu national au niveau global. D’après ledit document, les déterminants de ce phénomène sont (i) la sous-traitance (notamment vers la Chine), (ii) la lutte pour la compétitivité hors-prix au niveau international, (iii) la privatisation des entreprises publiques, ainsi que (iv) l’affaiblissement du pouvoir de négociation des travailleurs peu ou non-qualifiés, et (v) le changement technologique qui favorise le remplacement de la main d’œuvre par des machines.

Lors de la publication de cette étude ce constat n’était pas nouveau : bien qu’avec un cadre théorique différent, de nombreuses études menées depuis les années 1980 notamment par des auteurs d’orientation Keynésienne ou Marxiste sont arrivées aux mêmes conclusions, à la différence près qu’elles incluent la compétitivité prix comme déterminant de ce phénomène.

Cette tendance à la baisse de la participation salariale est la conséquence des politiques économiques (promues par des organismes internationaux tels que le FMI et l’OCDE) qui visent à restreindre l’augmentation progressive des revenus des classes moyennes et basses dans l’objectif de renforcer la compétitivité à l’international et favoriser le revenu des capitalistes qui, à leur tour, devraient investir davantage en présence de bas coûts.

Cette logique a été fortement encouragée dans la plupart des pays membres du FMI, mais les résultats ont été au mieux décevants. L’évolution des agrégats macroéconomiques clés en Amérique Latine a été particulièrement défavorable, étant donné qu’il s’agit de pays à forte dépendance économique vis-à-vis des économies industrialisées qui, elles aussi, ne se sont pas montrées très dynamiques.

L’objectif de cette étude est de fournir quelques chiffres et de mieux expliquer les conséquences de cette dégradation globale du niveau de vie des classes les

moins aisées sur le reste de l'économie (y compris les capitalistes) dans les cinq économies latino-américaines les plus importantes. Pour ce faire, nous développons une méthodologie économétrique basée sur la théorie des régimes de croissance de Bhaduri et Marglin (1990).

Cette méthodologie consiste à tester l'effet d'une augmentation de la participation de salaires dans le revenu national sur trois équations qui sont déterminées par cette variable. Les agrégats étudiés sont la consommation des ménages, l'investissement privée et le solde de la balance commerciale. Grâce à la méthode de Johansen, nous estimons les effets de court et long terme.

## 2 Données

Les séries utilisées pour cette étude sont issues de CEPALstat en fréquence trimestrielle, sauf la participation des salaires dans le revenu national (que nous appellerons participation salariale). Cette dernière a été obtenue en fréquence annuelle d'Abeles, Amarante et Vega (2014) et a été trimestrialisée grâce à la méthode proposé par Denton (1971).

La méthode de Denton (dont le code est disponible ici) consiste à transformer des séries d'une fréquence donnée à une fréquence supérieure à travers une variable de la fréquence souhaitée que nous appelons « guide ». Afin d'homogénéiser la participation salariale annuelle aux autres séries, nous avons utilisé le PIB réel trimestriel comme guide pour chaque pays étudié, ce qui nous a permis de quadrupler le nombre d'observations. Par conséquent, d'un point de vue purement statistique, nous avons obtenu des paramètres plus satisfaisants que ceux que des données annuelles auraient permis.

### 3 Méthodologie économétrique

La méthode à travers laquelle nous étudions les effets de long terme de l'évolution de la participation salariale sur la demande interne (consommation et investissement) et sur le commerce extérieur dans les cinq pays mentionnés plus haut, est celle appelée *VECM* (*Vector Error Correction Mechanism*).

#### 3.1 Tests de stationnarité

Afin de valider la pertinence de cette méthode, les séries incluses dans le système d'équations correspondant doivent être du même ordre d'intégration<sup>1</sup>. Des tests Dickey-Fuller ont été effectués sur les séries concernées en niveau et différenciées une fois. Ce résultats sont synthétisés dans les tableaux 1 et 2, respectivement.

	$w$	$c$	$i$	$gap$	$r'$	$xn$	$\psi$
Argentine	0.900	0.340	0.410	0.000	0.050	0.090	0.690
Brésil	0.719	0.277	0.767	0.000	0.242	0.110	0.692
Chili	0.295	0.975	0.228	0.000	0.147	0.625	0.399
Mexique	0.397	0.079	0.060	0.000	0.111	0.062	0.692
Pérou	0.644	0.422	0.818	0.000	0.320	0.102	0.692

TABLE 1 – Tests Dickey-Fuller augmenté (*ADF*) pour les séries en niveau (non-différenciées).

Le tableau 1 montre les p-values des tests *ADF* pour chaque série utilisée dans les modèles estimés, où toutes les séries (sauf  $r'$  et  $xn$ ) sont en logs et multipliées par 100 ;  $w$  est la participation salariale,  $c$  est la part de la consommation dans le PIB,  $i$  est la part de l'investissement dans le PIB,  $gap$  est l'écart de production,  $r'$  est le taux d'intérêt,  $xn$  est la participation de la balance commerciale dans le

---

1. L'ordre d'intégration d'une série correspond au nombre de fois que l'on doit différencier la série étudiée pour que cette série transformée soit stationnaire (c'est à dire qu'elle ait une moyenne et une variance constantes, et ne soit pas auto-corrélée).

PIB et  $\psi$  est le rapport entre les prix à l'importation et les prix à l'exportation (exprimés dans la même monnaie).

L'hypothèse nulle ( $H_0$ ) de ce test étant que la série en question n'est pas stationnaire, nous pouvons alors interpréter les chiffres du tableau comme la probabilité que cette hypothèse soit validée. Tant que le p-value affiché est supérieur à 0.05 nous pouvons dire que la probabilité que la série testée ne soit pas stationnaire est supérieure à 5%. La colonne *gap* est la seule à ne pas respecter ce critère<sup>2</sup>, par conséquent l'écart de production pour chaque pays est stationnaire en niveau, tandis que les autres séries ne le sont pas.

	$\Delta w$	$\Delta c$	$\Delta i$	$\Delta gap$	$\Delta r'$	$\Delta xn$	$\Delta \psi$
Argentine	0.003	0.001	0.001	0.000	0.000	0.003	0.000
Brésil	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.005	0.000
Chili	0.019	0.013	0.019	0.000	0.000	0.016	0.012
Mexique	0.001	0.010	0.004	0.000	0.000	0.043	0.000
Pérou	0.089	0.000	0.025	0.000	0.000	0.002	0.000

TABLE 2 – Tests Dickey-Fuller augmenté (*ADF*) pour les séries différenciées une fois.

Le tableau 2 montre les p-values pour les mêmes séries différenciées une fois. La probabilité que les séries analysées ne soient pas I(1) est inférieure à 5% (c.à.d. que l'hypothèse testée est vérifiée à un niveau de signification de 5%), par conséquent, l'évidence que ces séries différenciées une fois soient stationnaires ne peut pas être rejetée.

---

2. Ceci suggère que les variables analysées dans l'équation d'investissement (où la variable *gap* apparaît comme déterminante de cette variable) ne sont pas toutes du même ordre d'intégration et, par conséquent, elles ne sont pas co-intégrées. Toutefois, cette possibilité peut être exclue grâce au test proposé par Pesaran, Shin et Smith (2001), qui montre que des séries de différent ordre d'intégration peuvent être co-intégrées. Ce test n'a pas été réalisé dans ce travail, mais pourrait être étudié ultérieurement.

### 3.2 Équations et résultats

Les trois équations de long terme estimées pour chacun des cinq pays analysés sont les suivantes<sup>3</sup> :

$$c = a_1 w \quad (1)$$

$$i = b_0 + b_1 w + b_2 gap + b_3 r' \quad (2)$$

$$xn = c_1 w + c_2 \psi \quad (3)$$

Dans les équations de consommation et d'investissement (1 et 2, respectivement) les coefficients qui lient la participation salariale aux variables dépendantes correspondantes sont interprétés comme des élasticités, de telle façon que ces deux paramètres ( $a_1$  et  $b_1$ ) sont directement comparables.

Cependant, le paramètre qui mesure la dépendance du solde de la balance commerciale (comme proportion du PIB) par rapport à la participation salariale ne peut pas être interprété comme élasticité, car la variable dépendante n'est pas exprimée en log népérien. Par conséquent, le paramètre  $c_1$  doit être divisé par la série retardée d'une période afin d'obtenir l'élasticité souhaitée.

Si la somme de ces trois élasticités est positive, nous pouvons conclure que le régime de croissance de l'économie en question est du type *wage-led*. En revanche, si la somme des élasticités es négative, nous pouvons conclure que le régime de croissance de l'économie en question peut être du type *profit-led* ou *export-led*, ce qui dépend de l'effet dominant.

Les coefficients trouvés sont ceux montrés dans le tableau 3.

---

3. La période d'analyse varie en fonction de la disponibilité de données pour chaque pays. Globalement, ces périodes vont de la première moitié des années 1990 à 2012.

	$a_1$	$b_1$	$\frac{c_1}{(X-M)/Y}$	$a_1 + b_1 + \frac{c_1}{(X-M)/Y}$	Régime
Argentine	1,22	1,25	-0,44	1,99	wage-led
Brésil	1,12	2,66	-1,57	2,21	wage-led
Chili	0,48	3,32	-0,60	4,37	wage-led
Mexique	1,34	1,87	-0,04	2,84	wage-led
Pérou	0,54	-4,07	-0,26	-3,15	profit-led

TABLE 3 – Paramètres de long terme estimés et définition de régime de croissance.

Comme indiqué dans le tableau, la somme des élasticités indique le type de régime de croissance de chaque économie. Ainsi, une augmentation des salaires en Argentine, au Brésil, au Chili et au Mexique se traduirait par une augmentation globale de la demande, malgré la perte de compétitivité au niveau international que cela provoque. Le cas du Pérou est différent, et nos résultats indiquent qu'une modération salariale serait bénéfique pour cette économie. Toutefois, ce cas atypique mériterait une analyse plus approfondie.

Afin de valider la pertinence de chaque équation de long terme estimée, de tests de spécification (*misspecification tests*) sur le terme d'erreur issu de chaque modèle ont été réalisés (et validés) : normalité (ou moyenne constante), homoscédasticité (variance constante) et non-autocorrélation.

Les équations de long terme trouvées dans chaque *VECM* pour la consommation, l'investissement et la balance commerciale forment des vecteurs dits de co-intégration (*vc*) qui sont inclus dans les modèles à correction d'erreurs. Ces derniers sont estimés à travers la méthode de moindres carrés ordinaires comme suit :

$$\Delta c = a_1^c \Delta c_{-1} + a_2^c \Delta c_{-2} + \dots + a_0^w \Delta w + a_1^w \Delta w_{-1} + a_2^w \Delta w_{-2} + \dots + a_1^v v c_{-1}^c \quad (4)$$

$$\begin{aligned}\Delta i = & b_0^i + b_1^i \Delta i_{-1} + \dots + b_0^w \Delta w + b_1^w \Delta w_{-1} + \dots + b_0^{gap} \Delta gap \\ & + b_1^{gap} \Delta gap_{-1} + \dots + b_0^r \Delta r' + b_1^r \Delta r'_{-1} + \dots + b_1^v v c_{-1}^i\end{aligned}\quad (5)$$

$$\Delta xn = c_1^{xn} \Delta xn_{-1} + \dots + c_0^w \Delta w + c_1^w \Delta w_{-1} + \dots + c_0^\psi \Delta \psi + c_1^\psi \Delta \psi_{-1} + \dots + c_1^v v c_{-1}^{xn} \quad (6)$$

Bien évidemment, afin de valider la pertinence de ces modèles de court terme, plusieurs critères sont à prendre en considération. Mis à part les tests de spécification mentionnés pour les équations de long terme, ainsi que la signification des paramètres estimés, le vecteur de co-intégration doit être compris entre -1 et 0, tout en restant significatif. Ceci est le cas dans tous les modèles de cette étude.

Nous montrons les effets de court terme d'une augmentation hypothétique de la participation salariale dans les économies analysées dans le tableau 4.

	Cons.	Inv.	Bal. Com.	Élasticité totale	Régime
Argentine	0,2	1,87	-1,99	0,08	wage-led
Brésil	0,82	-2,83	-3,49	-5,49	export-led
Chili	0,38	1,74	-0,06	2,06	wage-led
Mexique	0,33	-1,16	-0,06	-0,88	profit-led
Pérou	0,87	0,79	-0,18	1,48	wage-led

TABLE 4 – Paramètres de court terme estimés et définition des régimes de croissance court-termiste. Changements du taux de croissance des séries, étant donné une augmentation de 0,1 % du rapport  $W/Y$  (%).

Ces résultats mettent en évidence que le Brésil, le Mexique et le Pérou ont des régimes de croissance différents dans le court terme et dans le long terme. Plus particulièrement, les cas du Brésil et du Mexique mettent en évidence le fait que les gains de court terme d'une modération salariale ne sont pas prolongées dans le

long terme, ce qui suggère que les décideurs de politique économique peuvent être encouragés par ces résultats positifs de court terme, mais les conséquences ne sont pas favorables à la croissance sur le long terme.

### 3.3 Relation de long terme entre investissement et salaires

Tandis que la relation positive entre consommation et salaires (vue à travers le paramètre  $a_1$ ), ainsi que le rapport inverse entre balance commerciale et coûts du travail ( $c_1$ ) sont des évidences peu contestables, la relation entre investissement privé et salaires ( $b_1$ ) représente un paradoxe.

La logique économique est telle que toute augmentation des salaires, qui se traduit par une augmentation des coûts de la production, décourage l'investissement. Par conséquent, le signe attendu du paramètre  $b_1$  dans l'équation 2 est négatif. Ceci est le cas pour le Pérou, mais pas pour les autres quatre économies étudiées.

Ce résultat apparemment contre-intuitif peut être le résultat d'une erreur d'estimation, mais l'inspection graphique et l'évidence empirique existante pour d'autres pays suggère que ceci n'est pas le cas. En effet, Karabarbounis et Neiman (2014) montrent que la relation positive entre la participation salariale et la part relative de l'investissement privé dans le PIB est vérifiée pour un nombre important de pays.

Les auteurs mettent en avant une explication pour ce phénomène : la réduction du prix des biens d'investissement explique près de la moitié de la chute de la participation salariale, même lorsque l'on prend en compte d'autres mécanismes qui expliquent cette évolution.

Notre explication du même constat est différente, et part de la relation causale inverse : une baisse constante de la participation salariale provoque des baisses conséquentes de demande des biens produits et de la production, ce qui à son tour provoque une sorte de répression de la demande des biens d'investissement. Une

telle répression contribue au maintien (ou une tendance vers) des surplus en balance courante aux dépens des travailleurs peu ou non-qualifiés, qui sont susceptibles à avoir un pouvoir de négociation encore plus faible et/ou à être remplacés par des machines.

## 4 Conclusion

Nous avons étudié le régime de croissance des cinq pays le plus importantes d'Amérique Latine en termes de PIB total. Pour cela, nous avons estimé dans un premier temps des modèles de type *VECM* afin de mesurer les effets de long terme (appelés aussi vecteurs de co-intégration). Ces derniers ont été ensuite intégrés dans des modèles de type *MCE*, qui ont une interprétation de court terme tout en intégrant ceux du long terme.

Nos résultats montrent que, à long terme, quatre de ces cinq économies auraient une croissance économique plus importante grâce à un rééquilibrage de la répartition fonctionnelle du revenu en faveur des travailleurs. De plus, notre analyse de court terme suggère que les politiques appliquées jusqu'à présent en défaveur des salariés non-spécialisés sont allées trop loin à cause de la myopie des décideurs de politique économique. Dans cette vision les effets apparemment favorables de court terme d'une diminution des coûts du travail provoquent des gains de productivité, génèrent la croissance et promeuvent l'emploi, mais ceci n'a pas été le cas sur le long terme.