

Répartition factorielle des revenus et régimes de croissance en Amérique latine de 1950 à 2012

Germán ALARCO*

Resumé. *Après un tour d'horizon exhaustif des études consacrées aux régimes de croissance économique, l'auteur propose un modèle économétrique et s'applique par ce moyen à déterminer le régime de croissance de seize économies latino-américaines entre 1950 et 2012. Il exploite pour ce faire des données sur la part respective des salaires et des profits dans le PIB, analysant l'évolution de la répartition factorielle du revenu par rapport à la croissance économique. Il conclut que la plupart des économies de la région ont un régime de croissance fondé sur les salaires et que les politiques de redistribution axées sur les salaires contribuent à la croissance économique.*

La question de la répartition des revenus alimente à nouveau le débat public dans le monde depuis la parution de l'ouvrage de Piketty (2013), qui présente des informations statistiques systématiques, portant sur des périodes longues, sur la répartition des richesses et la croissance des revenus dans un certain nombre de grandes économies. Sans que cela ne soit son but premier, Piketty a ouvert la voie à une réflexion nouvelle sur la question «Pourquoi produire?», celle que les économistes se posent une fois qu'ils ont répondu à deux autres questions fondamentales: «Que produire?» et «Comment produire?». Dans la lignée des penseurs de l'école classique et du postkeynésianisme qui ont travaillé dans le domaine, Piketty affirme que les fortes inégalités de patrimoine et de revenu sont une menace pour la démocratie, sans détailler toutefois les autres mécanismes par lesquels cette inégalité alimente les crises, le ralentissement économique et les troubles sociaux.

Ces dernières décennies, la question de la répartition des revenus a aussi retrouvé toutes les faveurs des chercheurs d'Amérique latine, qui se sont plutôt

* Enseignant chercheur à l'École doctorale de l'Université du Pacifique (Pérou); courriel: g.alarcotosoni@up.edu.pe. L'auteur remercie de leur appui César Castillo et Kevin Gershy-Damet, assistants attachés au projet de recherche en cours, et Favio Leiva, qui a contribué aux travaux précédents sur la question. Il remercie également Patricia del Hierro Carrillo de ses remarques.

Les articles paraissant dans la *Revue internationale du Travail* n'engagent que leurs auteurs, et leur publication ne signifie pas que le BIT souscrit aux opinions qui y sont exprimées.

intéressés à la répartition personnelle des richesses qu'à leur répartition factorielle ou fonctionnelle, dernier aspect pour lequel on peut citer cependant quelques études récentes¹. Cette dernière approche pose un certain nombre de difficultés, notamment parce que la majorité des économies latino-américaines comptabilisent les revenus mixtes des entrepreneurs individuels et des indépendants dans l'excédent brut d'exploitation (EBE), ce qui conduit parfois les auteurs à faire des ajustements et des estimations en conséquence.

D'autres difficultés se posent dans les analyses axées sur la répartition personnelle du fait que les enquêtes auprès des ménages généralement utilisées tendent à sous-estimer les hauts revenus, qui sont également difficiles à évaluer par extrapolation à partir des données de la comptabilité nationale. Enfin, les statistiques sur la question sont limitées dans les pays d'Amérique latine. Dans la plupart d'entre eux, il n'est pas possible d'exploiter directement les déclarations d'impôt des ménages, et l'absence d'impôt sur les successions empêche de constituer des séries statistiques sur l'évolution des patrimoines des actifs à la façon de Piketty (2013).

Depuis Kalecki (1954), la répartition factorielle du revenu joue un rôle déterminant dans l'explication du niveau du PIB et de son évolution. Les postkeynésiens ont précisé ce lien, notamment ceux qui ont travaillé sur les régimes de croissance, analysant l'effet de la part salariale sur la consommation des ménages, l'investissement privé, les exportations et la productivité. Leur objectif premier est alors de vérifier si l'augmentation de la part salariale dans le PIB contribue à élever le niveau de l'activité économique. Si tel est le cas, ils concluent que le régime de croissance est fondé sur les salaires. Sinon, ce régime est fondé sur les profits.

Dans le présent article, nous examinerons l'évolution de la part des salaires et de l'excédent brut d'exploitation dans le PIB en Amérique latine entre 1950 et 2012 et chercherons à déterminer si les seize économies sur lesquelles nous avons choisi de nous concentrer étaient axées sur les salaires ou sur les profits. Nous exploitons des informations sur la masse salariale déjà présentées dans une étude précédente (Alarco, 2014a), que nous compléterons. Nous nous attacherons essentiellement à répondre aux questions suivantes: Que nous disent les études qui mettent en relation la répartition des richesses et le régime de croissance économique? Quelle est la tendance générale en Amérique latine en matière de répartition entre part salariale et part de l'excédent brut d'exploitation? Peut-on dégager un modèle de répartition commun pour l'ensemble de la région, ou faut-il au contraire admettre des particularités propres à tel ou tel autre groupe de pays? Comment l'évolution de la part salariale dans le PIB s'articule-t-elle avec la variation de la croissance économique sur le long terme? Quel a été le régime de croissance (tiré par les salaires ou tiré par les profits) des différentes économies d'Amérique latine?

¹ Voir notamment Abeles, Amarante et Vega (2014), Alarco (2014a), BIT (2012), CEPALC et BIT (2012), Neira Barría (2010), Lindenboim (2008), Frankema (2009), Bértola et coll. (2008) et Fitzgerald (2009).

Après cette partie préliminaire, nous organiserons notre propos en cinq parties. Dans la première, nous procédons à une lecture critique de la littérature en faisant le lien entre répartition du revenu et régime de croissance. Dans la deuxième, nous présentons notre modèle économétrique, modèle qui doit nous permettre de déterminer la nature du régime de croissance économique, ainsi que les sources de données utilisées. Nous donnons dans la troisième les informations statistiques de base sur l'évolution de la part de la masse salariale et de l'excédent brut d'exploitation dans le PIB, les tendances communes en matière de répartition et l'évolution de la relation entre la part salariale dans le PIB et la croissance économique régionale. Dans la quatrième partie, nous appliquons notre modèle et présentons nos résultats quant au régime de croissance économique de chacune des économies latino-américaines prises en compte pendant la période de référence. Notre dernière partie sera consacrée à nos conclusions et à quelques recommandations pratiques.

Pour mieux préciser la portée et les limites de notre étude, nous devons ajouter que nous adoptons une perspective macroéconomique et que nous ne tenons pas compte des facteurs structurels et sociopolitiques propres au contexte national. En outre, nos travaux ont un caractère préliminaire et devraient déboucher sur une analyse plus approfondie pour chaque pays. Les outils économétriques utilisés sont simples et appliqués de façon indifférenciée aux différentes économies examinées. Nous ne tenons pas compte des revenus des indépendants, urbains ou ruraux, qui pourraient être assimilés aux salariés. De même, nous ne nous étendons pas sur les orientations qu'il conviendrait de suivre pour améliorer la répartition du revenu et promouvoir la croissance.

État de la littérature sur la répartition du revenu et le régime de croissance

Écoles de pensée en présence

Le débat sur les régimes de croissance s'est rouvert dans les cercles économiques avec l'apparition de l'école française de la théorie de la régulation. Cette théorie, qui emprunte à Marx, refuse cependant la vision du mode de production capitaliste comme un ensemble uniforme de lois, invariables du début à la fin (Brenner et Glick, 1991). Pour Boyer (1986 et 1988), le régime d'accumulation est l'ensemble des régularités² assurant une progression générale et relativement cohérente de l'accumulation du capital, c'est à dire permettant de résorber ou d'étaler dans le temps les distorsions et déséquilibres qui naissent en permanence du processus lui-même³.

² On entend par «régularités» tout ensemble de procédures et de comportement, individuels et collectifs, qui a la triple propriété de reproduire les rapports sociaux fondamentaux, de soutenir et piloter le régime d'accumulation en vigueur et d'assurer la compatibilité dynamique d'un ensemble de décisions décentralisées sans que soit nécessaire l'intériorisation par les acteurs économiques des principes de l'ajustement de l'ensemble du système (Boyer, 1986).

³ Contrairement à M. Aglietta et A. Lipietz, R. Boyer s'éloigne de l'orthodoxie marxiste et crée un nouveau cadre théorique en intégrant les apports de Keynes et de Kalecki.

Dans une perspective plus concrète, Bowles et Boyer (1988) affirment que l'emploi peut réagir de façon positive ou négative au niveau des salaires réels, donnant lieu à un régime d'emploi tiré par les salaires ou tiré par les profits selon le cas. Dans cette perspective, les auteurs incorporent dans le modèle classique l'analyse keynésienne sur la demande globale et certaines notions marxistes sur le salaire. En effet, les conclusions du modèle néoclassique sur l'emploi et la production se fondent sur l'idée que le travail est une marchandise comme une autre et sur la loi des débouchés de Say qui veut que l'offre crée sa propre demande.

Dans le courant postkeynésien, Bhaduri et Marglin (1990) ont contribué dans une large mesure au cadre théorique qui a servi de base pour évaluer les régimes de croissance. Ces auteurs cherchent à définir un cadre macroéconomique permettant d'analyser la relation entre salaires et chômage en empruntant à deux perspectives fondamentales sur le salaire réel, celle qui le voit comme un coût de production (école néoclassique) et celle qui l'analyse comme le déterminant du pouvoir d'achat des travailleurs, qui a un effet stimulant sur la demande. Ils ont alors élaboré un modèle en reformulant la courbe classique en IS (selon la part de l'épargne et de l'investissement) et en simulant des variations exogènes du salaire réel. En situation d'autarcie, l'augmentation des salaires réels a un effet favorable sur la consommation, mais pas forcément sur l'investissement. Dans un régime fondé sur les profits, soit dans un régime axé sur l'offre plutôt que sur la demande, le recul des salaires réels, qui réduit la consommation des ménages, est compensé par l'augmentation de l'investissement, situation qui valide la thèse de la sous-consommation. Quand on analyse le cas d'une économie ouverte largement dépendante de l'extérieur, on observe que les bas salaires peuvent favoriser la croissance économique.

Stockhammer (2011a) reprend la perspective de l'école de la régulation en définissant le régime économique comme l'ensemble des caractéristiques et données de l'économie, telles que les prestations de sécurité sociale, l'organisation du système financier, le degré d'ouverture sur l'extérieur. Pour cet auteur, il faut, pour déterminer le régime de croissance économique dominant (fondé sur les salaires ou sur les profits) mesurer les effets d'une modification de la part salariale sur la demande et sur l'offre. Pour ce qui est de la demande, il est probable que les dépenses de consommation sont directement liées à la part salariale. Généralement, des salaires réels plus élevés se traduisent par un niveau plus élevé de dépenses de consommation, car les salariés ont alors une propension à consommer plus élevée que les bénéficiaires de profits. Deuxièmement, il est possible que l'investissement réagisse de façon défavorable à une augmentation de la part salariale (du fait du recul de la part des profits ou de la marge des entreprises). Troisièmement, il se peut aussi que les exportations nettes réagissent de façon négative à une telle progression, qui tend, pour un taux de change donné, à diminuer la rentabilité et la compétitivité des exportations. Cependant, ces effets dépendront du degré d'ouverture de l'économie et de la nature des produits exportés ou importés.

À cet égard, on ne peut pas connaître ex ante quel sera l'effet net d'une hausse de la part salariale sur la demande, effet qui dépendra de diverses ré-

actions. Ainsi, si cette hausse a davantage d'impact sur la consommation que sur les exportations nettes et les investissements, le résultat global sera positif et on pourra conclure à un régime de demande fondé sur les salaires. Au contraire, si ce sont les investissements et les exportations nettes qui réagissent plus fortement, l'effet net de la hausse de la part salariale sur la demande sera négatif, et le régime de croissance sera fondé sur les profits. En ce qui concerne l'offre, la question fondamentale est de savoir quel sera l'effet de la variation de la part salariale ou des salaires réels sur l'augmentation de la productivité (ou sur le progrès technique dans une perspective plus générale). Cet apport est positif selon la théorie de Kaldor-Verdoorn, mais neutre ou négatif selon les économistes orthodoxes.

Les courants de l'analyse empirique

Les études empiriques sur les régimes de croissance sont nombreuses. Stockhammer et Ederer (2008) distinguent parmi ces travaux deux courants (ou familles), auxquels il conviendrait aujourd'hui d'en ajouter un troisième. La première famille, c'est celle des auteurs qui cherchent à répondre à la question en utilisant un modèle VAR structurel. L'avantage de cette méthode, c'est qu'elle tient compte des interactions entre les différentes variables. Son point faible, c'est qu'avec cette particularité il est plus difficile de dégager les effets des variables individuelles. La deuxième famille d'études serait celle des travaux qui utilisent des formes réduites d'équations de consommation, d'investissement et d'exportations nettes, sans exploiter les dernières avancées de l'économétrie et en ignorant le problème posé par la présence de racines unitaires. Aucune méthode de correction d'erreurs n'est donc appliquée en général. Les modèles utilisés se limitent généralement aux modèles théoriques précédents. Les études que nous rangerions dans une troisième famille reprennent les apports de la deuxième famille en perfectionnant l'analyse économétrique, en ajoutant d'autres variables de contrôle et en tenant compte d'autres données, en particulier afin de rendre compte de l'effet de la mondialisation et de la financiarisation de l'économie.

Parmi les études de la première famille, nous citerons celle de Stockhammer et Onaran (2004), qui analysent la relation entre la demande effective, la répartition du revenu et le chômage pour les États-Unis, la France et le Royaume-Uni en utilisant un modèle VAR structurel, dans la perspective de Kalecki et Kaldor. Les variables dépendantes de ce modèle sont l'accumulation de capital, le taux d'utilisation des capacités de production, la part des profits dans le PIB, l'augmentation de la productivité et le taux de chômage. Les auteurs confirment l'analyse keynésienne en apportant une preuve – ténue – que la hausse des salaires réels fait augmenter le chômage, conformément au postulat néoclassique. Parallèlement, la substitution du travail par du capital, qui surviendrait en principe en cas de salaires réels élevés, n'est pas établie empiriquement. L'augmentation de la productivité joue un rôle important. Les orientations recommandées sont peu nombreuses du fait de la spécificité

du modèle, mais les auteurs affirment, dans une ligne keynésienne, que les politiques de compression des salaires réels restent sans effet sur le chômage.

Les études du deuxième courant cherchent à estimer les effets d'une variation des salaires réels ou de la part des traitements et salaires dans le PIB sur la consommation des ménages, l'investissement privé et les exportations nettes. Parmi les premiers à s'être saisis du sujet, on citera Naastepad et Storm (2007), qui ont analysé le régime de demande dans les principales économies de l'OCDE entre 1960 et 2000. Pour cela, ils ont dérivé les équations de régression d'un modèle d'inspiration postkeynésienne, parvenant à la conclusion que l'Allemagne, l'Espagne, la France, l'Italie, les Pays-Bas et le Royaume-Uni ont un régime de croissance fondé sur les salaires et que les États-Unis et le Japon ont un régime fondé sur les profits. Pour ces auteurs, il ne fait pas de doute que la croissance a pâti de la réduction des salaires réels recommandée par l'école néoclassique, dans six des huit pays pris en compte. Par ailleurs, dans les économies ayant un modèle axé sur les profits, le ralentissement de la croissance économique est vu comme une conséquence du recul des échanges internationaux.

À partir d'une analyse économétrique poussée, Stockhammer et Ederer (2008) montrent, pour l'Autriche, que la demande intérieure repose sur un régime de croissance fondé sur les salaires. Cependant, si l'on tient compte également du commerce international, on constate que le régime est tiré par les profits, et ce en raison du rôle important du commerce extérieur dans cette petite économie ouverte. Il apparaît en outre que ce dernier effet tend à s'affirmer dans le temps en raison de la division accrue du travail, sous l'effet de la mondialisation. Cependant, du fait du recul plus marqué des salaires dans les pays avec lesquels l'Autriche entre en concurrence, mais aussi de la modération salariale autrichienne, le recul de la part des salaires ne se traduit pas dans ce cas par un gain de compétitivité. Par la suite, Stockhammer, Onaran et Ederer (2009) ont mené des travaux sur la répartition factorielle des revenus et la demande globale dans douze économies européennes, parvenant à des conclusions contrastées. Dans le cas particulier de l'Allemagne, Stockhammer, Hein et Grafl (2011) constatent que le recul de la part salariale a classiquement un effet de contraction sur la demande intérieure, mais un effet d'expansion sur les exportations nettes, et ce en fonction du degré d'ouverture de l'économie. Ainsi, la mondialisation peut transformer un régime fondé sur les salaires en régime fondé sur les profits, ce qui doit pousser à une analyse circonstanciée. Plusieurs facteurs interviennent en effet: les importations et les exportations augmentent plus rapidement que le PIB, les élasticités des prix par rapport à la hausse des salaires réels augmentent avec le temps, une partie substantielle du commerce international porte sur des biens intermédiaires plutôt que sur des biens finaux, si bien que les effets sur les exportations doivent être ajustés, et, enfin, les capitaux sont plus volatiles qu'auparavant.

Onaran, Stockhammer et Grafl (2009 et 2011) ont introduit dans le débat et le champ de la recherche empirique la question de la financiarisation et de son effet sur une économie ouverte en analysant le cas des États-Unis. Cette

financiarisation englobe en réalité plusieurs phénomènes différents, dont la déréglementation du système financier, l'apparition d'un grand nombre de nouveaux instruments financiers, l'accroissement de l'endettement des ménages, le rôle nouveau des banques, la présence d'investisseurs institutionnels mondiaux, l'apparition de bulles spéculatives, la croissance considérable du secteur financier et les nouvelles orientation et valeurs des actionnaires des entreprises non financières. Les auteurs concluent pour l'essentiel que la consommation des ménages réagit avant tout aux salaires et l'investissement avant tout aux profits (mais pas ceux des rentiers, qui diminuent l'investissement au contraire). Si l'on tient compte en outre du commerce extérieur, c'est l'influence des bénéfices qui domine de façon marginale.

Dans une étude sur les économies du G20 (Afrique du Sud, Argentine, Canada, Chine, République de Corée, Inde, Mexique et Turquie notamment), Onaran et Galanis (2012) sont parvenus à un certain nombre de résultats intéressants. Leur analyse porte sur la période 1960-2007 pour les économies développées et la période 1970-2007 pour les pays en développement. Pour les économies en développement, les revenus mixtes des travailleurs indépendants sont inclus dans la part des traitements et salaires. Cette étude a notamment permis d'établir que l'Allemagne, la République de Corée, les États-Unis, la France, l'Italie, le Japon, le Royaume-Uni et la Turquie ont un régime de croissance fondé sur les salaires. En revanche, l'Afrique du Sud, l'Argentine, l'Australie, le Canada, la Chine, l'Inde et le Mexique ont un régime de croissance fondé sur les profits, principalement du fait de la sensibilité des exportations nettes à la part des profits dans le PIB. C'est pour la Chine que la valeur correspondante est la plus élevée.

Sur un plan plus conceptuel, Lavoie et Stockhammer (2012) affirment que la polarisation des revenus et le recul de la part salariale dans le PIB contribuent largement à l'apparition d'une croissance économique déséquilibrée, dont les fruits sont inégalement répartis. Dans le même ordre d'idées, dans le *Journal international de recherche syndicale* du Bureau international du Travail (BIT, 2011), plusieurs auteurs proposent une politique de relance par les salaires pour parvenir à une reprise durable. Stockhammer (2011b) préconise pour sa part d'associer aux politiques du marché du travail des mesures d'action sociale visant une répartition plus favorable aux travailleurs et une réglementation accrue du secteur financier.

Critique de la perspective des régimes de croissance

D'autres auteurs encore critiquent ces analyses axées sur la détermination du régime de croissance, à l'exemple de Nikiforos (2014), qui affirme qu'une économie ne peut être tirée perpétuellement par les profits ou par les salaires. Nikiforos part du principe que toute économie passe d'un régime de croissance à un autre parce que la répartition du revenu est fondamentalement instable: la situation évolue tant pour la propension à investir que pour la propension à épargner, et ces variations génèrent nécessairement une évolution dans le régime de croissance. D'autres facteurs d'ordre institutionnel, social et politique doivent aussi être pris en compte. Par conséquent, la pratique consistant à

utiliser des séries chronologiques longues pour déterminer le régime de la croissance économique n'est pas judicieuse et devrait être réévaluée.

Palley (2014) estime qu'il n'est pas possible d'assigner une économie à tel ou tel régime de croissance, car la situation peut varier avec les politiques suivies. L'analyse théorique prend les caractéristiques de l'économie comme une donnée naturelle, ce qui n'est pas le cas. Les analyses économétriques classiques, dans lesquelles on cherche à estimer des paramètres stables dans le temps pour associer un régime de croissance à l'économie, ne sont pas pertinentes, car ces paramètres sont en fait transitoires et peuvent évoluer avec la politique économique et les réactions des groupes sociaux, la politique fiscale, l'évolution de la structure de la propriété, la financiarisation et d'autres facteurs encore. Palley présente plusieurs situations dans lesquelles les résultats économétriques ne conduisent pas aux bonnes conclusions. Ainsi, les variations dans la consommation des ménages peuvent répondre aux modifications de la part salariale avec retard plutôt qu'immédiatement, et on conclut alors à une croissance tirée par les profits alors qu'elle l'est en réalité par les salaires. Une autre situation peut poser problème, celle des travailleurs qui retirent un revenu non négligeable de la rentabilité du capital (parce qu'ils détiennent des actions des entreprises), ce qui peut porter à croire que le régime de croissance est fondé sur les bénéfices alors qu'il l'est sur les salaires. Des changements de politique fiscale (hausse d'impôt par exemple) peuvent aussi contribuer à changer le régime de croissance. Palley conclut que les recommandations d'action de la perspective classique ne sont pas fondées et qu'elles peuvent être contreproductives.

On peut critiquer également le déterminisme excessif de la perspective classique des régimes de croissance. À cet égard, Lavoie et Stockhammer (2012) indiquent que le manque de cohérence entre les politiques de répartition et la structure de l'économie, qui survient par exemple si l'on cherche à élever le niveau des salaires réels alors que le régime est fondé sur les profits, génère inévitablement une stagnation ou une instabilité économique. De même, si l'on applique des politiques favorables au capital alors que la croissance est tirée par les salaires, on aboutit à une croissance médiocre par rapport à l'âge d'or du keynésianisme. Cependant, on oublie dans ces cas que les structures institutionnelles ne sont pas immuables et que les politiques relatives à la répartition des richesses répondent à un contexte dans lequel les investissements et les exportations avaient préalablement diminué. La question centrale, c'est de savoir si les nouvelles circonstances modifient les modes de comportement des entrepreneurs ou si les exportations et les importations deviennent moins sensibles à la hausse des salaires réels⁴.

⁴ À la fin de leur article, Lavoie et Stockhammer fournissent quelques pistes sur les moyens envisageables pour faire évoluer la situation d'une économie comme celle de la Chine, qui est manifestement fondée sur les profits, mais ces réponses sont exogènes (c'est-à-dire théoriques et apportées de l'extérieur) et non endogènes (c'est-à-dire générées par le système national lui-même). Sur le plan des exportations, il faudrait modifier la gamme de produits exportés en choisissant d'autres moins sensibles à la concurrence des prix. Sur le plan intérieur, il faudrait améliorer les systèmes de sécurité sociale pour que ceux qui perçoivent un revenu (notamment les salariés) réduisent leur propension à épargner, afin que le régime de croissance puisse reposer sur les salaires.

Méthode et séries de données

Méthode

La modélisation structurelle de base que nous utilisons ici pour déterminer le régime de croissance est une variante de celle de Naastepad et Storm (2007). Nous cherchons à déterminer quels seraient les effets sur le PIB (X) d'une modification de la part de la masse salariale. L'équation (1) définit le PIB comme la somme à prix constants de ses composantes traditionnelles (vues sous l'angle des dépenses): consommation des ménages (C), investissement privé (I), consommation et investissement publics (dépenses publiques) (G) exportations de biens et de services (E) et importations (M). L'équation se lit comme ceci:

$$X = C + I + G + E - M. \quad (1)$$

L'équation (2) définit le coût du travail réel par unité produite (V), ou salaire réel, comme le salaire nominal (W) divisé par l'indice des prix (P) ou comme la part des salaires réels dans le PIB (w) multipliée par la productivité du travail (γ):

$$V = \left(\frac{W}{P}\right) \gamma^{-1} = w\gamma^{-1}. \quad (2)$$

L'équation (3) exprime la part des profits dans le PIB comme le coût du travail réel par unité produite retranché de 1:

$$\pi = 1 - w\gamma^{-1} = 1 - V. \quad (3)$$

Dans l'équation (4), la consommation des ménages est définie comme le produit de la propension à consommer des salariés (δ_w) et de la part des salaires dans le PIB, auquel nous ajoutons la propension à consommer des bénéficiaires de profits (δ_π) multipliée par la part des profits dans le PIB, tout cela étant multiplié par le PIB:

$$C = [(\delta_w w\gamma^{-1} + \delta_\pi \pi)X] = [(\delta_w V + \delta_\pi (1 - V))X]. \quad (4)$$

Dans notre modèle simplifié, nous partons du principe dans l'équation (5) que les importations de biens et de services sont une fonction linéaire de la propension à importer (α) multipliée par le PIB. L'investissement privé est exprimé dans l'équation (6) comme une fonction de variation directe de la part des bénéfices dans le PIB et du PIB, étant entendu que θ_0 et θ_1 sont l'élasticité de l'investissement par rapport à la part des profits et par rapport au PIB (accélérateur de l'investissement), respectivement, ces deux élasticités étant supérieures à 0. La constante A_I représente la part autonome des investissements. Dans l'équation (7), les exportations sont une fonction similaire de la demande mondiale (Z) et elles dépendent du coût salarial par unité produite avec un paramètre inférieur à 0 par convention.

$$M = \alpha X, \quad (5)$$

$$I = f(\pi, X) = A_I \pi^{\theta_0} X^{\theta_1}, \quad (6)$$

$$E = g(Z, V) = A_E Z^{\varepsilon_0} V^{\varepsilon_1}. \quad (7)$$

À partir de ces équations, nous évaluerons maintenant l'impact d'une variation de la part de la masse salariale dans le PIB. L'équation (8) exprime l'élasticité du PIB par rapport à cette part salariale (E_{XV}). L'équation (5) est incorporée dans l'équation (1), et nous dérivons le produit en fonction de la part des salaires dans le PIB, en supposant que les dépenses publiques (consommation courante et investissement public) sont insensibles aux variations de cette part salariale. Nous définissons ensuite l'élasticité de la consommation des ménages, de l'investissement privé et des exportations de biens et de services en fonction de la part de la masse salariale dans le PIB (E_{CV} , E_{IV} et E_{EV} respectivement):

$$E_{XV} = \frac{C}{X} E_{CV} + \frac{I}{X} E_{IV} + \frac{E}{X} E_E - \alpha E_{XV}. \quad (8)$$

Les équations (9), (10) et (11) donnent ces élasticités (E_{CV} , E_{IV} , E_{EV}), obtenues en dérivant les équations (4), (6) et (7) en fonction de la variation de la part des salaires dans le PIB et du résultat de l'équation (3):

$$E_{CV} = \frac{V(\delta_w - \delta_x)}{\delta_w V + \delta_x(1 - V)} + E_{XV}, \quad (9)$$

$$E_{IV} = -\frac{\theta_0 V}{1 - V} + \theta_1 E_{XV}, \quad (10)$$

$$E_{EV} = \varepsilon_1. \quad (11)$$

L'équation (12) permet de calculer l'élasticité du PIB face à une variation de la part salariale à partir des équations (8), (9), (10) et (11). Cette forme réduite tient compte du mécanisme multiplicateur des dépenses, qui inclut la part de la consommation dans le PIB, la propension à importer, le paramètre de l'accélérateur de l'investissement et la part de l'investissement privé dans le PIB. Le numérateur correspond aux élasticités de la consommation, de l'investissement privé et des exportations par rapport à la masse salariale et à la part de ces variables dans le PIB. Si $E_{XV} > 0$, on en conclura que, pendant la période prise en considération, c'est un régime de croissance fondé sur les salaires qui prédomine; si, au contraire, $E_{XV} < 0$, on conclut que le régime est fondé sur les profits.

$$E_{XV} = \left(\frac{1}{1 - \frac{C}{X} + \alpha - \theta_1 \frac{I}{X}} \right) \left[\frac{C}{X} \frac{V(\delta_w - \delta_x)}{\delta_w V + \delta_x(1 - V)} - \frac{I}{X} \theta_0 \frac{V}{1 - V} + \varepsilon_1 \frac{E}{X} \right]. \quad (12)$$

Variables et données

Les deux variables fondamentales de notre étude sont la part des traitements et des salaires et la part de l'excédent brut d'exploitation dans le PIB de seize économies d'Amérique latine. Nous tenons compte en outre des variables macroéconomiques et du PIB mondial en tant qu'indicateur indirect de la demande mondiale. Nos seize économies sont les suivantes: Argentine (1950-2012), État plurinational de Bolivie (ci-après Bolivie) (1960-2012), Brésil (1950-2012), Chili (1950-2012), Colombie (1950-2012), Costa Rica (1953-2012), El Salvador (1960-2012), Équateur (1953-2012), Honduras (1950-2012), Mexique (1950-

2012), Nicaragua (1960-2012), Panama (1950-2012), Paraguay (1962-2012), Pérou (1950-2012), Uruguay (1955-2012) et République bolivarienne du Venezuela (ci-après Venezuela) (1957-2012). Nous n'incluons pas le Guatemala ni la République dominicaine faute d'informations suffisamment complètes⁵.

Les autres informations utilisées pour déterminer le régime de croissance sont axées sur les différentes composantes du PIB vues sous l'angle des dépenses, soit la consommation des ménages, la consommation des administrations publiques, la formation brute de capital fixe (FBCF) et les exportations et importations de biens et de services. Ces informations proviennent de la base de données sur les comptes nationaux de la Banque mondiale, qui porte sur la période 1960-2012 et fournit des chiffres en millions de dollars des États-Unis constants de 2005. Pour compléter les séries de données sur le PIB et les dépenses correspondantes pour la période 1950-1960, nous avons utilisé des données sur les comptes nationaux tirées des séries de statistiques économiques historiques de la Commission économique pour l'Amérique latine et les Caraïbes (CEPALC)⁶ et de la banque de données statistiques de cette organisation (CEPALSTAT), qui remontent jusqu'à 1970. Nous avons ajusté ces séries à nos propres dates butoirs en deux temps, d'abord par rapport à 1980 puis par rapport à 2005, en utilisant les données de la période 1990-2013. Nous avons ainsi pu utiliser, par rétropolation, les observations de la base de données de la Banque mondiale jusqu'à 1950.

Nous préciserons encore que les informations ne sont pas exhaustives pour certains pays. En outre, pour pouvoir faire la différence entre la FBCF des entreprises et celle des administrations publiques, il a fallu utiliser des sources nationales, notamment des données provenant des banques centrales, des instituts nationaux de statistique et de certains centres de recherche des pays considérés. Pour cela, nous avons supposé que nous pouvions utiliser le même déflateur pour la FBCF des différentes administrations et la FBCF totale. Nous avons pu ainsi calculer sans difficulté la part de la FBCF publique et privée à partir des informations en termes aussi bien nominaux que réels.

Statistiques de base, tendance générale et cas particuliers

Le tableau 1 donne la part des salaires dans le PIB dans les seize économies latino-américaines examinées ici. On y voit que la part salariale est particulièrement importante au Panama, au Costa Rica, au Honduras, au Brésil et en

⁵ Nous avons d'abord pris en compte dix-huit économies de la région, mais avons dû réduire ce nombre à seize faute d'informations suffisantes pour certaines périodes intermédiaires. De même, nous aurions souhaité clore la période de référence en 2013, mais avons dû pour finir nous contenter d'examiner la situation jusqu'à 2012. Les personnes intéressées peuvent s'adresser à l'auteur pour obtenir le détail de la méthode suivie et l'intégralité des informations sur la répartition factorielle des revenus. De même, on consultera Alarco (2014a) pour des informations complémentaires sur l'évolution de quinze économies latino-américaines entre 1950 et 2010 ou 2011.

⁶ *América Latina y el Caribe: Series históricas de estadísticas económicas, 1950-2008*, disponible à l'adresse <<http://www.cepal.org/deype/cuaderno37/esp/index.htm>> [consulté le 3 février 2016].

Tableau 1. Part des salaires dans le PIB en Amérique latine

	Période	Moyenne	Coefficient de variation	Valeur maximale	Année de la valeur maximale	Valeur minimale	Année de la valeur minimale	Indicateur de moyenne mobile (ϕ)	Nombre de cycles complets
Argentine	1950-2012	39,61	0,14	48,79	1974	28,06	1989	0,82	2
Bolivie	1960-2012	28,44	0,46	43,12	1984	24,13	1986	0,76	1
Brésil	1950-2012	43,19	0,06	48,59	2012	39,31	2004	0,94	2
Chili	1950-2012	38,17	0,10	52,19	1972	30,88	1988	1,01	2
Colombie	1950-2012	36,66	0,09	44,07	1993	31,36	2011	0,94	1
Costa Rica	1953-2012	44,85	0,23	51,33	2012	39,10	1982	1,03	2
El Salvador	1960-2012	25,77	0,50	41,91	1981	11,51	1960	1,46	2
Équateur	1953-2012	25,41	0,33	37,95	2007	15,80	1999	1,12	2
Honduras	1950-2012	43,41	0,08	50,36	1986	35,04	1953	1,16	2
Mexique	1950-2012	32,49	0,11	40,26	1976	26,84	1987	0,94	2
Nicaragua	1960-2012	36,17	0,53	57,24	1985	19,24	1988	0,66	2
Panama	1950-2012	50,43	0,23	67,41	1969	30,32	2012	0,52	2
Paraguay	1962-2012	27,17	0,50	38,73	2000	24,34	1990	0,90	2
Pérou	1950-2012	31,43	0,21	41,15	1958	20,91	2008	0,60	1
Uruguay	1955-2012	36,59	0,33	50,43	1963	27,75	1984	0,81	2
Venezuela	1957-2012	33,04	0,39	46,90	1960	25,52	1996	0,71	2

Source: Calculs de l'auteur à partir de données provenant de la Banque mondiale (2014), de la CEPALC (2013), du BIT (2013) et de diverses sources nationales.

Argentine, et moins importante en El Salvador, en Équateur, au Paraguay, en Bolivie et au Pérou. Le Chili, la Colombie, le Mexique, le Nicaragua, l'Uruguay et le Venezuela occupent une position intermédiaire. Les pays pour lesquels le coefficient de variation est le plus important sont le Nicaragua, le Paraguay, El Salvador, la Bolivie et le Venezuela. Ceux pour lesquels ce coefficient est particulièrement faible sont le Brésil, le Honduras, le Chili, la Colombie, le Mexique et l'Argentine. Le Costa Rica, l'Équateur, le Panama, le Pérou et l'Uruguay sont dans une situation intermédiaire.

Nous utilisons ensuite un indicateur de moyenne mobile, qui donne l'évolution entre la moyenne des dix dernières observations et la moyenne des dix premières, et cherchons ainsi à déterminer s'il existe une tendance à la hausse dans la série (résultat supérieur à 1), une tendance à la baisse (résultat inférieur à 1) ou une tendance à la stagnation (résultat proche de 1)⁷. La tendance est très clairement à la hausse pour El Salvador, le Honduras et l'Équateur, et légèrement à la hausse pour le Chili et le Costa Rica. Elle est manifestement à la baisse pour le Panama, le Pérou, le Nicaragua, le Venezuela et la Bolivie. Pour le Brésil, l'Argentine, la Colombie, le Mexique, le Paraguay et l'Uruguay, la tendance est également à la baisse, mais de façon moins marquée. La

⁷ La formule est la suivante: $\phi = \sum_{i=n-9}^n X_i / \sum_{i=1}^{10} X_i$.

dernière colonne du tableau 1 donne le nombre de cycles complets observés entre 1950 et 2012⁸.

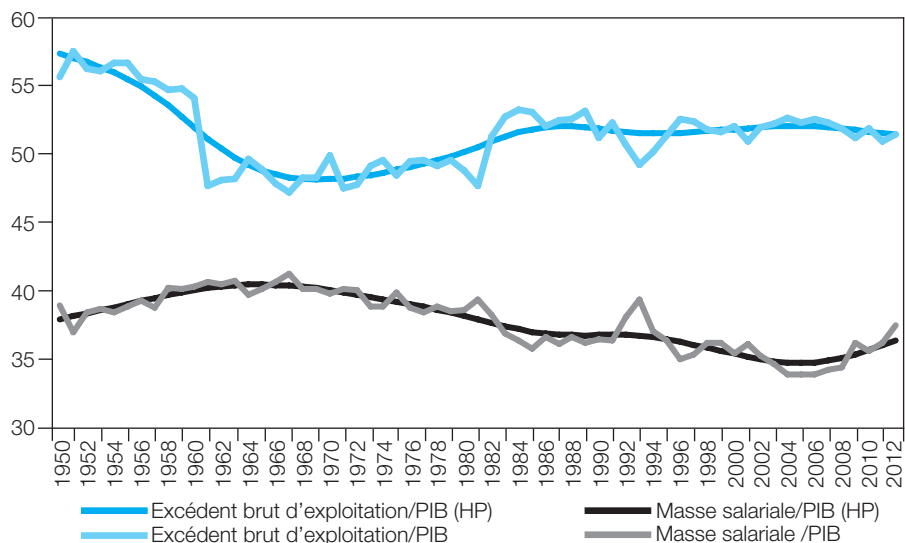
La figure 1 exploite les séries de données sur la part des traitements et salaires (masse salariale) et la part de l'excédent d'exploitation dans le PIB entre 1950 et 2012 en Amérique latine, données pondérées par le PIB en dollars des États-Unis constants de 2005. Pour ces deux séries, nous reproduisons les données sous leur forme originale puis les données corrigées au moyen du filtre de Hodrick-Prescott (filtre HP) qui permet d'obtenir une représentation non linéaire de la tendance. Dans le cas de la masse salariale, on observe que sa part est maximale dans les années 1960 (sommet en 1967 pour les données originales et de 1964 à 1966 pour les données corrigées). Ensuite, on observe une tendance modérément décroissante, avec des tassements plus nets en 1985, 1996 et entre 2004-2006, tant pour les séries originales que pour les séries corrigées. À partir de 2005, on observe un retour à une tendance à la hausse modérée, les valeurs se rapprochant des niveaux des années 1980. Si l'on s'intéresse à l'excédent brut d'exploitation, on constate que sa part est maximale en 1951 et qu'elle tend ensuite à diminuer, le minimum étant atteint en 1967 pour les données originales et en 1969 pour les données corrigées. Une tendance essentiellement à la hausse se dessine ensuite et se maintient jusqu'à 2006. Une tendance décroissante peu marquée s'ensuit, sous l'effet de l'augmentation de la part des salaires dans le PIB. Ces tendances globales s'expliquent principalement par le poids nouveau dans la région de pays comme le Brésil, le Mexique et l'Argentine, qui s'imposent face aux économies de moindre taille (petites ou intermédiaires).

S'il existe bel et bien une tendance générale dans l'évolution de la masse salariale et de l'excédent d'exploitation dans le PIB à l'échelle de la région, il faut se demander si ce modèle s'applique à chacune des économies visées ou à certaines d'entre elles seulement, si toutes ont véritablement le même destin et dans quelle mesure leur parcours s'explique plutôt par des particularités locales. Pour cela, nous avons calculé les coefficients de corrélation entre la part salariale dans le PIB de chaque pays et celle des autres économies prises en compte pour l'ensemble des années de la période, à partir des mêmes informations, en constituant ainsi une matrice des corrélations qui fait apparaître les liens entre les pays. Les coefficients prennent la valeur -1 s'il existe une corrélation négative ou inverse, 0 en l'absence de toute corrélation et 1 s'il existe une relation ou une corrélation positive ou directe avec les données des autres pays. Nous obtenons ainsi une matrice contenant 128 résultats.

La figure 2 est construite à partir des informations tirées de cette matrice des corrélations sur la part salariale. L'axe vertical représente la valeur moyenne de la part de la masse salariale dans le PIB pour l'ensemble des années de la période. L'axe horizontal donne l'échelle de la moyenne simple des corrélations de chaque économie par rapport aux autres en ce qui concerne

⁸ Chaque cycle comprend une phase ascendante, un sommet puis une phase descendante et un minimum.

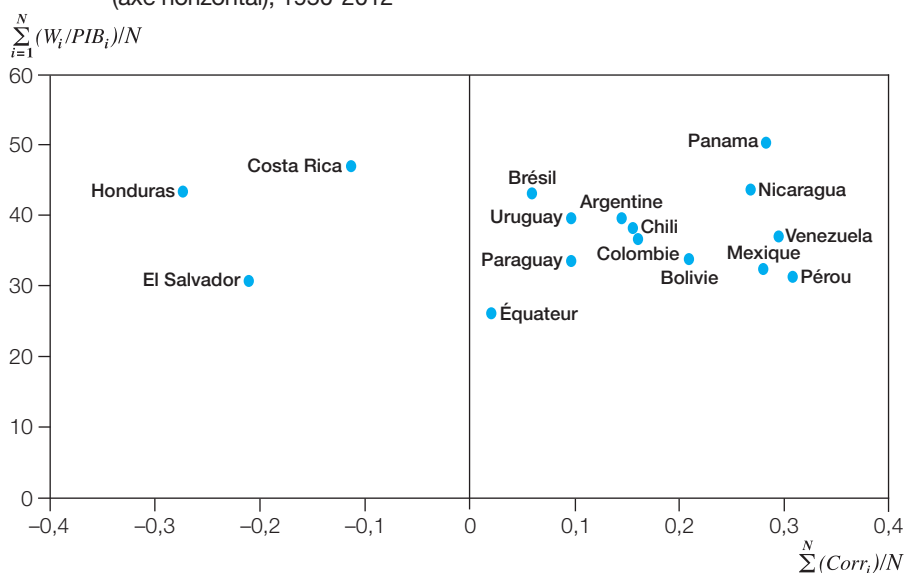
Figure 1. Part de la masse salariale et de l'excédent brut d'exploitation dans le PIB en Amérique latine, 1950-2012 (en %)



Note: Les séries notées HP ont été corrigées à l'aide du filtre de Hodrick-Prescott.

Source: Calculs de l'auteur à partir de données provenant de la Banque mondiale (2014), de la CEPALC (2013), du BIT (2013) et de diverses sources nationales.

Figure 2. Dispersion de la moyenne de la part salariale dans le PIB (axe vertical, en %) et de la moyenne des corrélations entre économies latino-américaines (axe horizontal), 1950-2012



Source: Calculs de l'auteur à partir de données provenant de la Banque mondiale (2014), de la CEPALC (2013), du BIT (2013) et de diverses sources nationales.

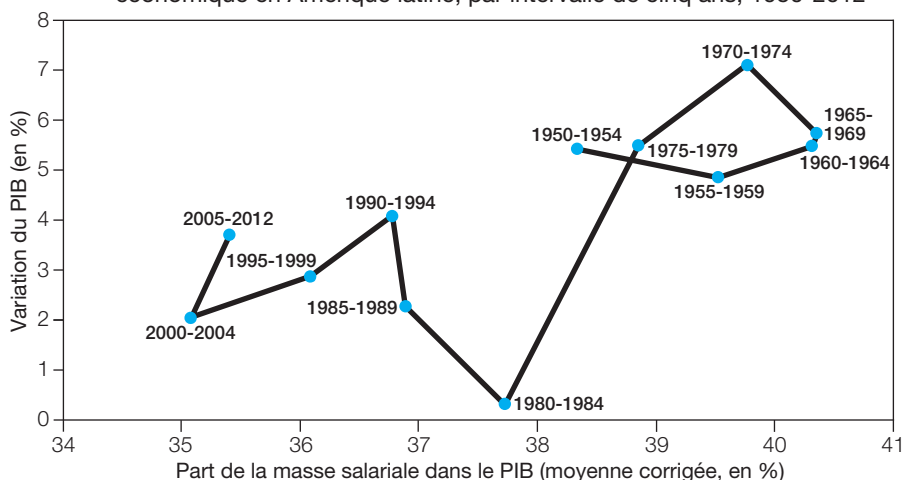
cette part salariale. La distance entre une économie et une autre dépend de la différence entre les valeurs moyennes et les corrélations de l'une et de l'autre. Plusieurs observations doivent être formulées à cet égard. Tout d'abord, certaines économies ayant une position moyenne se distinguent par une dynamique différente, à savoir le Honduras, El Salvador et le Costa Rica. Pour ces pays, les circonstances particulières l'emportent sur le modèle commun. Ensuite, on observe le regroupement de plusieurs autres économies plus proches par leur position, qui partagent sans doute un schéma de répartition commun. Il s'agit des économies des pays suivants: Argentine, Bolivie, Brésil, Chili, Colombie, Mexique, Nicaragua, Paraguay, Pérou, Uruguay et Venezuela. L'Argentine, le Chili et la Colombie sont vraiment particulièrement regroupés. Enfin, l'Équateur et le Panama sont les pays les plus éloignés de ce noyau central.

Dans la figure 3, nous faisons apparaître l'évolution, par intervalle de cinq ans, de la relation entre la part salariale dans le PIB et la croissance économique en Amérique latine pour la période 1950-2012. Nous avons obtenu ces résultats en utilisant des données moyennes pour la région, corrigées par le filtre de Hodrick-Prescott, ainsi que la moyenne géométrique des taux de croissance du PIB. Cette figure est utile pour comprendre l'évolution de la région: la situation s'améliore quand la part salariale augmente au même rythme que la croissance économique, et elle se détériore quand ces deux variables sont plus faibles ou qu'une corrélation négative (*trade-off*) fait que la croissance économique diminue si la part salariale augmente. Par ailleurs, cette figure sert aussi à faire apparaître graphiquement les périodes pendant lesquelles la croissance de l'économie latino-américaine est tirée par les salaires – relation directe ou positive – et celles pendant lesquelles elle est tirée par les profits – relation négative.

La figure 3 permet plusieurs conclusions. Tout d'abord, et de façon générale, la situation est plus favorable entre 1950 et 1979 qu'entre 1980 et 2012. En effet, le rapport entre part salariale et croissance du PIB présente des valeurs plus élevées pour la première période que pour la seconde, comme c'est le cas du reste à l'échelon international. Nous pouvons distinguer d'autres sous-périodes pendant lesquelles on observe à la fois une augmentation de la part salariale et une hausse du PIB: 1960-1964, 1990-1994⁹ et 2005-2012. Les périodes pour lesquelles on observe une corrélation défavorable (*trade-off*) entre part salariale et croissance économique ont été très limitées dans le temps. Il s'agit notamment des années 1980, de la période 1955-1959 et de la période 1970-1974. Par ailleurs, il semble clair que, la plupart du temps, c'est un régime de croissance fondé sur les salaires qui prédomine, aussi bien dans les périodes d'expansion – 1955-1964, 2000-2004 et 2005-2012 – que lorsque la croissance s'est tassée – 1970-1984 et 1990-2004. Pour les autres périodes (1965-1974 et 1980-1994), la croissance ne dépend pas de la part salariale (qui recule), mais des autres composantes de la demande, intérieure et extérieure.

⁹ On observe une amélioration de 1985 à 1994 pour les statistiques originales, mais pas pour les informations corrigées avec le filtre de Hodrick-Prescott utilisées pour la figure 3.

Figure 3. Évolution de la relation entre part des salaires dans le PIB et croissance économique en Amérique latine, par intervalle de cinq ans, 1950-2012



Note: Les valeurs de la part de la masse salariale dans le PIB ont été corrigées à l'aide du filtre de Hodrick-Prescott (HP).

Source: Calculs de l'auteur à partir de données provenant de la Banque mondiale (2014), de la CEPALC (2013), du BIT (2013) et de diverses sources nationales.

Résultats: croissance tirée par les salaires ou tirée par les profits

Dans cette section, nous appliquons le modèle présenté ci-dessus pour déterminer le régime de croissance en vigueur dans les différentes économies latino-américaines, en tenant compte de la totalité des informations disponibles pour la période 1950-2012. Cette analyse se veut générale, et nous ne tenons pas compte des particularités de chaque économie. Nous ne cherchons pas non plus à subdiviser notre période, même s'il semble possible, à la lecture de la figure 3, de dégager plusieurs sous-périodes pendant lesquelles un régime de croissance axé sur les salaires devient axé sur les profits et vice versa.

Comme nous l'avons vu, nous procédons en trois étapes. Pour commencer, nous estimons les fonctions de consommation des ménages, d'investissement privé et d'exportations de biens et de services pour les différentes économies (équations (4), (6) et (7)). Ensuite, nous calculons l'élasticité de la consommation des ménages (E_{CV}), de l'investissement privé (E_{IV}) et des exportations de biens et de services (E_{EV}) par rapport à la part salariale dans le PIB (équations (9), (10) et (11)). Enfin, ces résultats sont introduits dans l'équation (12) relative à l'élasticité du PIB par rapport à la part de la masse salariale dans le PIB (E_{XV}). Si $E_{XV} > 0$, nous nous trouvons face à un régime de croissance économique fondé sur les salaires et, si $E_{XV} < 0$, il s'agit au contraire d'un régime fondé sur les profits.

Le tableau 2 donne les résultats des équations de la consommation réelle des ménages, les principaux paramètres étant les suivants: une constante, la propension à consommer des salariés (associée à la part des salaires dans le PIB) et la propension à consommer des bénéficiaires de profits (associée à la part de l'excédent brut d'exploitation dans le PIB). L'effet est pris en compte pendant la même période de temps ou à distance de cette période, avec un décalage d'une ou de deux périodes¹⁰. Ces paramètres ont le signe attendu et des valeurs acceptables qui montrent que la propension à consommer des salariés est supérieure à celle des bénéficiaires de profits et, en tous les cas, ils sont significativement différents de 0. Dans certains pays à tendance inflationniste, ou qui ont connu des épisodes d'inflation importants pendant la période prise en compte, la propension à consommer peut être supérieure à 1¹¹. Dans nos régressions, nous suivons systématiquement un modèle autorégressif en introduisant les vecteurs AR(1) et, dans deux cas, AR(2), pour corriger les problèmes d'autocorrélation des erreurs. Nous avons aussi utilisé, mais seulement pour certains cas particuliers, des variables fictives devant rendre compte de phénomènes exceptionnels (par exemple la fin de la guerre civile en El Salvador, des troubles intérieurs ponctuels ou des situations d'hyperinflation). Nous donnons plus d'informations à ce sujet dans les notes du tableau 2. La qualité de l'ajustement (R^2) des régressions est acceptable, même si nous n'avons pas analysé dans le détail chacune des économies. Nous avons mesuré le degré de signification (qualité) des paramètres à l'aide du test t , noté entre parenthèses sous chacun des paramètres estimés, et du test F pour l'ensemble des paramètres. Compte tenu des valeurs du test de Durbin Watson (DW), nous pouvons exclure les problèmes d'autocorrélation des erreurs.

Les résultats de la fonction d'investissement privé réel sont reproduits dans le tableau 3. Les variables les plus importantes sont celles qui concernent la relation entre l'investissement privé et la part des profits dans le PIB et la relation entre l'investissement privé et le PIB lui-même (accélérateur de l'investissement privé), tant sur la période prise en compte elle-même qu'à distance, avec un décalage d'un ou de deux ans. De façon générale, nous nous attendions à ce que ces deux paramètres soient positifs, mais, dans le cas de l'Équateur, du Mexique et du Venezuela, nous obtenons une relation négative entre la part des profits et le PIB. L'accélérateur de l'investissement privé est toujours positif. Comme pour la fonction de consommation, nous avons introduit dans certains cas des vecteurs AR(1), AR(2) et MA(1). Par ailleurs, il est intéressant de noter que la qualité de l'ajustement (R^2) de ces régressions est supérieure à celle des fonctions de consommation des ménages. Dans l'ensemble, tous les paramètres estimés (test F) ont un niveau de signification élevé et sont exempts de problèmes d'autocorrélation des erreurs (DW).

¹⁰ Nous cherchons tout d'abord à repérer si la relation est effective pour la période de temps en question puis, par des calculs économétriques, nous vérifions si elle se produit à un an de distance (-1) et à deux ans de distance (-2).

¹¹ Pour le Brésil, le niveau d'endettement des ménages fait partie de ces variables non prises en compte qui influent dans une grande mesure sur le niveau de la consommation privée.

Tableau 2. Fonction de consommation des ménages (C/X)

Pays	Constante	w	π	$w-1$	$\pi-1$	$w-2$	$\pi-2$	AR(1)	AR(2)	R^2	F	DW	Période
Argentine				0,8180 (15,0395)*	0,6340 (14,5569)*			0,5942 (5,3900)*		0,6027	43,9947	1,9994	1950-2012
Bolivie						0,7779 (10,4348)*	0,7582 (15,1196)*	1,1657 (9,0753)*	-0,3543 (-2,8508)*	0,8056	62,1633	2,2491	1960-2012
Brésil	1,0709 (11,5382)*	0,2928 (3,3980)*						0,8168 (10,8143)*		0,4153	20,9507	1,8390	1950-2012
Chili	0,9075 (8,7365)*	0,5947 (6,4306)*						0,8019 (11,1782)*		0,5979	43,8557	2,3664	1950-2012
Colombie ^a	0,9744 (9,3895)*	0,6376 (8,5808)*							0,7715 (27,5739)*	0,8132	82,7016	1,7378	1950-2012
Costa Rica				1,0038 (8,7493)*	0,5846 (4,9186)*			0,8878 (13,5940)*		0,7349	76,2254	2,1518	1953-2012
El Salvador ^b	0,9948 (6,0225)*			0,6759 (8,0443)*				0,5142 (3,8059)*		0,4659	13,6651	1,9236	1960-2012
Équateur ^c	0,5680 (13,6096)*	0,1525 (2,7666)*		0,1211 (2,0652)*				0,4898 (4,0438)*		0,4311	10,0396	1,9768	1953-2012
Honduras				0,9602 (11,3920)*				0,7214 (7,5188)*		0,4539	24,1059	2,1016	1950-2012
Mexique				0,7794 (5,2333)*	0,5853 (6,4990)*			0,9465 (21,7734)*		0,8592	177,0332	2,0652	1950-2012
Nicaragua ^d				0,9306 (8,9719)*	0,8485 (8,9269)*			0,8960 (13,9704)*		0,7879	58,2031	1,8404	1960-2012
Panama	0,5769 (5,9267)*	0,5246 (5,7230)*						0,9225 (18,6119)*		0,8419	157,0931	2,2382	1950-2012
Paraguay ^e				1,3216 (10,3747)*	0,6162 (7,1724)*					0,7449	45,7549	1,4660	1962-2012
Pérou				0,9674 (7,9334)*	0,7027 (9,4545)*			0,9239 (15,6898)*		0,7336	52,3160	1,9593	1950-2012
Uruguay	1,0382 (11,4823)*	0,7120 (8,4409)*						0,6290 (5,8648)*		0,5332	30,8464	2,3249	1955-2012
Venezuela				0,5621 (3,0384)*	0,5499 (3,7566)*			0,9799 (47,3028)*		0,9768	1071,8406	1,1046	1957-2012

* Significativement différent de 0 au seuil de 5 pour cent.

^a Nous introduisons une composante MA(1), dont le coefficient estimé est de 0,999222 (t -stat = 27,5739). ^b Nous introduisons une variable fictive égale à 1 pour la période 1992-2012 (soit après la guerre civile en El Salvador) et à 0 pour les autres périodes, dont le coefficient estimé est de 0,159748 (t -stat = 4,7096). ^c Nous introduisons une variable fictive égale à 1 pour la période 1980-1991 et à 0 pour les autres périodes, dont le coefficient estimé est de 0,023711 (t -stat = 2,4134). ^d Nous introduisons une variable fictive égale à 1 pour 1988 (année pendant laquelle l'inflation a atteint entre 2 et 36 pour cent) et à 0 pour les autres périodes, dont le coefficient estimé est de 0,144767 (t -stat = 5,0833). ^e Nous introduisons une tendance, dont le coefficient estimé est de -0,004362 (t -stat = -6,7098), et une composante MA(1), dont le coefficient estimé est de 0,963558 (t -stat = 5,2712).

Source: Calculs de l'auteur à partir de données provenant de la Banque mondiale (2014), de la CEPALC (2013), du BIT (2013) et de diverses sources nationales.

Tableau 3. Fonctions d'investissement privé (ln investissement privé)

Pays	Constante	Ln π	Ln $\dot{X}$	Ln $\pi-1$	Ln $\dot{X}-1$	Ln $\pi-2$	Ln $\dot{X}-2$	AR(1)	AR(2)	R ²	F	DW	Période
Argentine ^a	-284,1415 (-0,0110)	0,2594 (1,8439) 2,0492 (3,9612)*	2,6543 (12,9549)*					0,9998 (68,0580)* 0,7871 (7,8818)*		0,9792	672,1331	1,8467	1950-2012
Bolivie ^b							0,8494 (17,8190)*			0,8950	100,1484	1,7533	1960-2012
Brésil ^c	-1,2061 (-3,4227)*	0,4844 (3,0578)*	0,9880 (34,4622)*					0,6593 (6,9003)*		0,9846	1261,2156	1,4198	1950-2012
Chili	-8,6123 (-6,5757)*	0,9424 (2,7715)*	1,6648 (13,8045)*					1,1779 (9,6703)*	-0,4125 (-3,2041)*	0,9630	502,5263	2,3153	1950-2012
Colombie		1,1114 (2,7885)*	0,8914 (39,4051)*							0,9741	713,8550	2,0621	1950-2012
Costa Rica ^d				1,2313 (3,9972)*			0,9190 (27,4359)*			0,9668	474,9391	1,5698	1960-2012
El Salvador ^e	-9,0079 (-8,1482)*		1,7333 (14,4276)*	0,3795 (2,3587)*						0,9393	247,5827	1,5051	1960-2012
Équateur ^f	-3,1778 (-7,4059)*	-0,7705 (3,1269)*	1,0902 (27,7449)*							0,9698	598,8011	1,5829	1953-2012
Honduras	-3,1733 (-3,5191)*	0,8279 (2,1929)*	1,2432 (11,9685)*					0,7575 (8,2122)*		0,9761	790,7112	1,5844	1950-2012
Mexique ^g	-7,8097 (-7,8808)*	-0,8012 (-2,6577)*		1,4134 (18,8727)*				0,7789 (9,4300)*		0,9936	2164,3103	1,7957	1950-2012
Nicaragua	-16,5806 (-5,5666)*		2,7304 (7,8782)*	0,4136 (2,0752)*					0,7170 (8,6902)*	0,7742	52,5794	1,3423	1960-2012
Panama		0,6066 (3,0067)*	0,8360 (30,5322)*					0,8043 (9,5829)*		0,9583	677,3916	1,4032	1950-2012
Paraguay ^h				0,7258 (2,6455)*	0,8239 (43,0151)*					0,9538	485,3893	0,8749	1962-2012
Pérou ⁱ	-11,3722 (-2,7186)*			0,4684 (0,9526)	1,8987 (5,0991)*					0,9606	341,2218	1,7055	1950-2012
Uruguay ^j	-2,3373 (-1,3230)					0,6992 (2,2385)*	1,1053 (5,6919)*	0,9250 (25,0012)*		0,9000	114,8010	1,8185	1955-2012
Venezuela ^k	-28,0990 (-4,5435)*			-1,0846 (-3,1477)*	3,0722 (6,1481)*			0,9432 (31,1838)*		0,8767	88,9092	1,5499	1957-2012

* Significativement différent de 0 au seuil de 5 pour cent.

^a Nous introduisons une variable fictive égale à 1 pour les années 1979 et 2002 (périodes de crise économique en Argentine) et à 0 pour les autres périodes, dont le coefficient estimé est de -0,1974 (*t*-stat = -0,0110). ^b Nous introduisons une variable fictive égale à 1 pour 1982 (crise de la dette en Bolivie) et à 0 pour les autres périodes, dont le coefficient estimé est de -0,6935 (*t*-stat = -4,4329). ^c Nous introduisons une composante MA(1), dont le coefficient estimé est de 0,7506 (*t*-stat = 8,2078). ^d Nous introduisons une composante MA(1), dont le coefficient estimé est de 0,9161 (*t*-stat = 7,3161), et une autre composante MA(2), dont le coefficient estimé est de 0,4898 (*t*-stat = 3,9214). ^e Nous introduisons une composante MA(1), dont le coefficient estimé est de 0,8292 (*t*-stat = 10,9401). ^f Nous introduisons une composante MA(1), dont le coefficient estimé est de 0,5337 (*t*-stat = 4,7938). ^g Nous introduisons une variable fictive égale à 1 pour les années 1983, 1995 et 2009 (qui correspondent à la crise de la dette, la crise de la tequila et la crise financière aux États-Unis) et à 0 pour les autres périodes, dont le coefficient estimé est de -0,1963 (*t*-stat = -4,7624). ^h Nous introduisons une composante MA(1), dont le coefficient estimé est de 0,9748 (*t*-stat = 80,0568). ⁱ Nous introduisons une variable fictive égale à 1 pour les années 1983, 1989 et 2009 (qui correspondent, respectivement, à une diminution marquée du PIB pendant le gouvernement de F. Belaunde, qui peut être attribuée au phénomène du Niño, à l'année la plus difficile du gouvernement d'Alan García et à la crise financière mondiale) et à 0 pour les autres périodes, dont le coefficient estimé est de -0,3033 (*t*-stat = -4,4239). ^j Nous introduisons parmi les variables une composante MA(1), dont le coefficient estimé est de 1,2487 (*t*-stat = 56,6811), et une composante MA(2), dont le coefficient estimé est de 0,9523 (*t*-stat = 55,9238). ^k Nous introduisons une variable fictive égale à 1 pour l'année 1983 (qui correspond à l'augmentation de l'inflation et au recul des exportations pétrolières) et à 0 pour les autres périodes, dont le coefficient estimé est de -0,7950 (*t*-stat = -5,6274).

Source: Calculs de l'auteur à partir de données provenant de la Banque mondiale (2014), de la CEPALC (2013), du BIT (2013) et de diverses sources nationales.

Dans le tableau 4, nous avons consigné les résultats des régressions des exportations réelles. On remarquera la relation positive entre les exportations et la demande mondiale ($\ln Z$), et la relation inverse entre les exportations et la part de la masse salariale dans le PIB ($\ln w$), tant à l'intérieur d'une même période qu'à distance, avec un décalage. Ici aussi, nous avons introduit des vecteurs AR(1) et, dans certains cas, des vecteurs AR(2) et des variables fictives destinées à rendre compte d'événements exceptionnels. La qualité de l'ajustement (R^2) des régressions en question est élevée. Dans l'ensemble, les paramètres sont significativement différents de 0 selon le test F , même si les paramètres de la part salariale par rapport aux exportations ne sont pas tous significatifs. Dans ces cas, les salaires réels n'affectent pas de manière évidente les exportations.

On trouvera dans le tableau 5 les résultats de l'équation (12), dans laquelle nous avons incorporé les paramètres des régressions des tableaux 2, 3, et 4, et qui correspond à la forme réduite de l'équation de l'élasticité du PIB par rapport aux variations de la part de la masse salariale. Nous examinons d'abord l'effet des différentes composantes – consommation des ménages, investissement privé, exportations (le multiplicateur des dépenses étant introduit systématiquement) – puis l'effet global, soit la somme de ces trois composantes. Nous déterminons également si le régime de croissance est fondé sur les salaires ou sur les profits. Dans ce tableau, nous ne considérons que les paramètres significativement différents de 0 et nous ne faisons pas de distinction entre les situations dans lesquelles le paramètre est corrélé à la variable pendant la période elle-même ou avec un décalage d'un ou de deux ans.

Dans tous les cas, l'augmentation de la part salariale dans le PIB débouche sur une augmentation de la consommation des ménages, effet particulièrement significatif dans les économies où la part salariale est la plus élevée comme le Brésil et le Costa Rica. Cette augmentation a des effets positifs sur l'investissement privé dans certaines économies – Équateur et Mexique – mais, dans les autres, la relation est négative. En ce qui concerne les exportations, l'effet est majoritairement nul, et ce parce que beaucoup des paramètres ne sont pas significativement différents de 0, malgré quelques valeurs négatives. Dans la plupart des pays, l'effet global est positif. Une augmentation de la part de la masse salariale élève la demande et le PIB. C'est le cas dans tous les pays suivants, pour lesquels le régime de croissance est fondé sur les salaires: Argentine (avec une valeur faible cependant), Brésil, Colombie, Costa Rica, El Salvador, Équateur, Mexique, Paraguay, Pérou, Uruguay et Venezuela.

Dans le cas de la Bolivie, du Chili, du Honduras, du Nicaragua et du Panama, le résultat est négatif, c'est-à-dire qu'une hausse de la part salariale se traduit par une compression de la demande et un recul du PIB. Cela suppose un régime de croissance fondé sur les profits, car l'effet positif sur la consommation des ménages est annulé par l'effet négatif sur l'investissement privé et les exportations. Il est intéressant de souligner que, si l'on considère uniquement la situation à l'intérieur d'une même période de temps, l'effet négatif de la part salariale sur les exportations disparaît pour le Chili, ce qui tendrait à montrer que le régime de croissance de ce pays est fondé en réalité sur les salaires plutôt que

Tableau 4. Fonction d'exportation (choix de produits) (ln exportations)

Pays	Constante	Ln Z	Ln w	Ln Z-1	Ln w-1	AR(1)	AR(2)	R ²	F	DW	Période
Argentine	-39,0249 (-8,2901)*		-0,2913 (-2,0114)*	1,5679 (10,3277)*		0,8215 (11,2820)*		0,9863	1 372,5336	2,1108	1950-2012
Bolivie	-67,4564 (-2,3686)*	2,3755 (2,6982)*			-0,1605 (-1,1520)	0,9686 (48,7722)*		0,9803	780,2420	1,7925	1960-2012
Brésil	-59,7353 (-10,2920)*	2,2614 (12,1786)*	-0,1964 (-0,5208)			0,8637 (19,7661)*		0,9953	4100,2774	2,3707	1950-2012
Chili ^a	-63,4145 (-9,1133)*	2,3391 (10,5399)*			-0,3518 (-2,0632)*	0,9101 (33,9792)*		0,9976	5740,2129	1,8313	1950-2012
Colombie	-41,7652 (-5,5303)*			1,6455 (6,7575)*	-0,0651 (-0,3149)	0,9099 (20,1390)*		0,9941	3210,6447	2,1314	1950-2012
Costa Rica	-64,6697 (-16,8997)*	2,3333 (19,0255)*	-0,3904 (-1,3653)			0,8224 (13,4393)*		0,9966	5339,1574	1,5985	1960-2012
El Salvador	-52,2898 (-1,8285)	1,9177 (2,1237)*	-0,0850 (-0,4879)			0,9424 (23,1173)*		0,9628	397,0193	1,8210	1960-2012
Équateur	-48,7018 (-11,6110)*	1,8348 (13,4476)*	-0,1616 (-1,3551)			1,2594 (10,8369)*	-0,4727 (-4,1161)*	0,9885	1140,6296	1,9032	1953-2012
Honduras	-26,1697 (-8,7270)*	1,1016 (11,6123)*	-0,1395 (-0,4811)			0,7907 (9,8897)*		0,9842	1201,6679	1,9609	1950-2012
Mexique	-66,7970 (-8,8270)*		-0,6106 (-2,0729)*	2,4864 (10,0750)*		0,9033 (18,6767)*		0,9964	5241,2436	1,4797	1950-2012
Nicaragua ^b	-72,9026 (-1,9180)	2,5448 (2,1334)*			-0,0389 (-0,3890)	1,3091 (8,7851)*	-0,3397 (-2,2811)*	0,9723	308,5687	2,0646	1960-2012
Panama	-32,6409 (-6,5445)*	1,3408 (8,0986)*			-0,0759 (-0,2937)	0,8004 (8,9370)*		0,9834	1 127,0281	1,7449	1950-2012
Paraguay	-58,5927 (-7,7817)*			2,1229 (8,6666)*	-0,3085 (-0,7296)	0,7981 (8,2889)*		0,9818	807,7293	1,9722	1962-2012
Pérou ^c		0,3511 (2,5644)*			-0,4296 (-2,4535)*	0,9877 (47,2276)*		0,9899	1 858,8415	1,5894	1950-2012
Uruguay	-40,2702 (-8,1529)*		-0,0505 (-0,2161)	1,5496 (9,7274)*		0,7996 (9,9333)*		0,9817	948,5698	2,3394	1955-2012
Venezuela		0,3472 (19,4728)*	-0,3047 (-0,6855)			1,2266 (9,2698)*	-0,3632 (-2,7215)*	0,7516	50,4232	1,8039	1957-2012

* Significativement différent de 0 au seuil de 5 pour cent.

^a Nous introduisons une variable fictive égale à 1 pour les années 1972 et 1973 et à 0 pour les autres années, dont le coefficient estimé est de -0,2227 (*t*-stat = -3,4921). ^b Nous introduisons une variable fictive égale à 1 pour les années 1980 et 1984 et à 0 pour les autres périodes, dont le coefficient estimé est de -0,2213 (*t*-stat = -4,5157). ^c Nous introduisons une variable fictive égale à 1 pour les années 1973 et 1980 et à 0 pour les autres périodes, dont le coefficient estimé est de -0,1177 (*t*-stat = -3,0403).

Source: Calculs de l'auteur à partir de données provenant de la Banque mondiale (2014), de la CEPALC (2013), du BIT (2013) et de diverses sources nationales.

Tableau 5. Elasticité du PIB par rapport à la part de la masse salariale et régime de croissance économique

Pays	Consommation des ménages	Investissement privé	Exportations	Effet total	Régime de croissance fondé sur les
Argentine	0,0727	-0,0369	-0,0357	0,0080	salaires
Bolivie	0,0066	-0,0888	0,0000	-0,1538	profits
Brésil	0,3378	-0,0811	0,0000	0,8145	salaires
Chili	0,1183	-0,0960	-0,0760	-0,1337	profits
Colombie	0,1279	-0,1154	0,0000	0,0474	salaires
Costa Rica	0,2133	-0,2010	0,0000	0,0267	salaires
El Salvador	0,1088	-0,0181	0,0000	0,3136	salaires
Équateur	0,0508	0,0547	0,0000	0,2839	salaires
Honduras	0,0154	-0,1337	0,0000	-0,1613	profits
Mexique	0,0612	0,0532	-0,0681	0,1228	salaires
Nicaragua	0,0368	-0,0525	0,0000	-0,0702	profits
Panama	0,0257	-0,1029	0,0000	-0,0633	profits
Paraguay	0,1653	-0,0614	0,0000	0,2025	salaires
Pérou	0,0847	0,0000	-0,0693	0,0783	salaires
Uruguay	0,1287	-0,0910	0,0000	0,1187	salaires
Venezuela	0,0035	0,0750	0,0000	0,0706	salaires

Source: Calculs de l'auteur à partir de données provenant de la Banque mondiale (2014), de la CEPALC (2013), du BIT (2013) et de diverses sources nationales.

sur les profits. Par conséquent, les seuls régimes fondés sur les profits sont ceux de la Bolivie – peut-être sous l'effet du revenu des indépendants, comptabilisé dans l'excédent brut d'exploitation – et ceux des petites économies d'Amérique centrale telles que le Honduras, le Nicaragua et le Panama. Les économies plus importantes ont un régime de croissance fondé sur les salaires.

Nous rappellerons à ce stade que la détermination du régime de croissance à partir d'une analyse économétrique pose certaines difficultés, déjà évoquées à la fin de notre tour d'horizon de la littérature sur la question. En effet, le régime ainsi déterminé peut ne concerner qu'une partie de la période de référence (1950-2012 dans notre étude) plutôt que son intégralité. Par ailleurs, les paramètres et les relations observés peuvent être purement statistiques, sans relation de causalité. Cette réserve s'applique sans doute au Pérou, où le paramètre qui fait apparaître la relation entre les exportations et la part salariale a une valeur négative (situation de décalage) et significativement différente de 0. En effet, si l'on constate effectivement que les exportations réelles ont augmenté, alors que la part de la masse salariale a diminué, cela ne signifie pas nécessairement que la première de ces évolutions découle de la seconde, mais simplement que les deux phénomènes se produisent simultanément. La part salariale a un impact négatif sur les exportations non traditionnelles, mais reste sans incidence sur les exportations de produits miniers et d'hydrocarbures, qui représentent près de 80 pour cent des exportations totales.

Conclusions et recommandations

Si le débat sur les régimes de croissance économique a débuté avec l'école française de la théorie de la régulation, c'est avec les postkeynésiens qu'il a pris de l'ampleur, et c'est à partir de ce moment qu'ont été réalisées la plupart des études empiriques sur la question. L'augmentation de la part salariale dans le PIB a un effet favorable sur la consommation des ménages mais peut nuire à l'investissement privé et aux exportations. Il faut donc, pour évaluer l'effet global du régime de croissance, examiner ces trois éléments. Les études empiriques internationales montrent que, dans la plupart des économies, le régime de croissance est fondé sur les salaires, même si l'on dénombre quelques pays et situations caractérisés par un modèle de croissance fondé sur les profits.

L'augmentation de la part des salaires dans le PIB favorise la croissance économique. Par conséquent, le dilemme néoclassique qui oppose efficacité et équité a des fondements empiriques limités. Il semble possible d'améliorer la répartition factorielle du revenu et, avec elle, sa répartition personnelle. Cependant, cela ne signifie pas que la redistribution du revenu en faveur des travailleurs puisse être continue, progressive et définitive. Le régime de croissance est le reflet de données institutionnelles qui évoluent avec le temps. Il faut tenir compte aussi des freins et limites provenant d'une réaction défavorable toujours possible des entreprises (tassement de l'investissement privé et pressions à la hausse sur les prix, aux dépens du pouvoir d'achat des salaires), et la balance des paiements tend à se détériorer face à l'augmentation des importations et la diminution des exportations et face à des entrées (ou sorties) réduites de capitaux, au point d'en devenir dangereusement déséquilibrée¹². Par ailleurs, l'économétrie n'est pas la boule de cristal qui permet de reconnaître à coup sûr le régime de croissance économique. Malgré tout cela, il faut bien convenir qu'on ne peut assurer la compétitivité d'une économie en déprimant les traitements et salaires et les prestations offerts aux travailleurs. De même, il ne faut pas oublier que la course contreproductive à la réduction de la part salariale conduit au marasme économique et à la récession au niveau mondial. Globalement, le régime de croissance mondial est fondé sur les salaires (Capaldo et Izurieta, 2013).

Dans la présente étude, nous avons complété et approfondi nos travaux statistiques sur la part respective des salaires et des profits dans le PIB pour seize économies latino-américaines et la région dans son ensemble. L'âge d'or de la part salariale doit être fixé au milieu des années 1960. Par la suite, et même si le niveau atteint est moindre, on observe une légère amélioration au milieu des années 1990 puis à partir de 2005. Par ailleurs, si on fait le lien entre la part salariale et la croissance économique, on constate une relation positive prédominante de 1950 à 2012, exception faite des périodes 1950-1959, 1965-1974 et 1980-1994. À cet égard, il convient de signaler que cette tendance

¹² On trouvera dans Alarco (2014b) une étude sur la possibilité d'élever les salaires réels sans détérioration de la balance des paiements dans un certain nombre d'économies latino-américaines.

valable à l'échelle de l'Amérique latine ne doit pas faire oublier les nombreuses particularités nationales.

La plupart des économies latino-américaines ont un régime de croissance économique fondé sur les salaires. C'est notamment le cas des pays suivants: Argentine, Brésil, Colombie, Costa Rica, El Salvador, Équateur, Mexique, Paraguay, Pérou, Uruguay et Venezuela et – dans une certaine mesure – Chili. En revanche, la Bolivie, le Honduras, le Nicaragua et le Panama ont un régime fondé sur les profits (et le revenu des indépendants). Ce constat conduit à conclure qu'une panoplie de mesures visant à élever la part salariale dans le PIB serait de nature à promouvoir la croissance économique, puisque l'effet favorable de la redistribution du revenu sur la consommation des ménages l'emporte sur l'effet défavorable de cette même augmentation sur l'investissement privé et les exportations. Ces conclusions sont importantes et vont à l'encontre de l'argument néolibéral selon lequel il faudrait, pour assurer la croissance de nos économies, favoriser en tout les profits. Elles confirment par contre les conclusions d'une étude précédente (Alarco, 2014b) qui avait montré que l'augmentation de la part de la masse salariale avait un effet favorable sur la croissance économique. Reste maintenant à évaluer de façon plus précise la situation particulière de chacune des économies latino-américaines. Il serait utile aussi de définir plus exactement les politiques à recommander pour ce qui touche au travail ainsi qu'en matière économique, financière et sociale, à l'exemple de ce qu'ont fait Stockhammer (2011b), Kumhof et Rancière (2010), Palley (2011) et d'autres encore, pour réaliser les objectifs fixés en matière de redistribution du revenu et de croissance.

Références

- Abeles, Martín; Amarante, Verónica; Vega, Daniel. 2014: «Participación del ingreso laboral en el ingreso total en América Latina, 1990-2010», *Revista CEPAL*, n° 114, décembre, pp. 31-52.
- Alarco, Germán. 2014a: «Participación salarial y crecimiento económico en América Latina 1950-2011», *Revista CEPAL*, n° 113, août, pp. 43-60.
- . 2014b: «Salarios reales, balanza de pagos y producto potencial en América Latina, 1980-2011», *Problemas del Desarrollo*, vol. 179, n° 45, octobre-décembre, pp. 65-90.
- Banque mondiale. 2014: *World Development Indicators (WDI)*, base de données disponible à l'adresse <<http://databank.banquemondiale.org/data/home.aspx>> [consulté le 3 février 2016].
- Bértola, Luis; Castelnovo, Cecilia; Rodríguez, Javier; Willebald, Henry. 2008: *Income distribution in the Latin American Southern Cone during the first globalization boom, ca: 1870-1920*, Working Papers in Economic History 08-05, avril (Madrid, Université Carlos III).
- Bhaduri, Amit; Marglin, Stephen. 1990: «Unemployment and the real wage: The economic basis for contesting political ideologies», *Cambridge Journal of Economics*, vol. 14, n° 4, pp. 375-393.
- BIT. 2013: *Key Indicators of the Labor Market (KILM) 7th edition*, mise à jour de juin.
- . 2012: *Panorama Laboral 2012. América Latina y el Caribe* (Lima, Bureau régional de l'OIT pour l'Amérique latine et les Caraïbes).
- . 2011: «Vers une reprise durable: pour une politique de relance par les salaires», *Journal international de recherche syndicale*, vol. 3, n° 2 (Genève).

- Bowles, Samuel; Boyer, Robert. 1988: «Labor discipline and aggregate demand: A macro-economic model», *The American Economic Review*, vol. 78, n° 2, pp. 395-400.
- Boyer, Robert. 1986: *La théorie de la régulation: une analyse critique* (Paris, Edition la Découverte).
- . 1988: «Formalizing growth regimes», dans l'ouvrage publié sous la direction de Giovanni Dosi, Christopher Freeman, Richard Nelson, Gerald Silverberg et Luc Soete: *Technical change and economic theory* (Londres et New York, Pinter Publishers), pp. 608-630.
- Brenner, Rober; Glick, Mark. 1991: «La escuela de la regulación: Teoría e historia», *New Left Review*, n° 21, pp. 5-90.
- Capaldo, Jeronim; Izurieta, Alex. 2013: «Austérité budgétaire et flexibilisation du marché du travail: une association risquée», *Revue internationale du travail*, vol. 152, n° 1, pp. 1-30.
- CEPALC. 2013: *Estadísticas e indicadores*, base de données et publications statistiques de CEPALSTAT, disponible à l'adresse <http://estadisticas.cepal.org/cepalstat/WEB_CEPALSTAT/estadisticasIndicadores.asp?idioma=e> [consulté entre avril et juin 2013].
- ; BIT. 2012: *Coyuntura laboral en América Latina y el Caribe: Productividad laboral y distribución*, Bulletin CEPALC/OIT, n° 6, mai.
- Fitzgerald, Valpy. 2009: «La distribución de ingresos y rentas en América Latina durante el siglo XX: Un estudio inicial», *Cuadernos económicos de ICE*, n° 78, pp. 29-56.
- Frankema, Ewout. 2009: *Reconstructing labour income shares in Argentina, Brazil and Mexico, 1870-2000*, avril (Utrecht, Université d'Utrecht).
- Kalecki, Michal. 1954. *Theory of Economic Dynamics: An essay on cyclical and long-run changes in capitalist economy* [traduit en français sous le titre *Théorie de la dynamique économique, essai sur les variations cycliques et à long terme de l'économie capitaliste*, Gauthier-Villars, 1966].
- Kumhof, Michael; Rancière, Romain. 2010: *Inequality, leverage and crises*, IMF Working Paper WP/10/268, novembre (Fonds monétaire international).
- Lavoie, Marc; Stockhammer, Engelbert. 2012: *Wage-led growth: Concepts, theories and policies*, Série Conditions de travail et emploi, n° 41 (Genève, BIT).
- Lindenboim, Javier. 2008: «Distribución funcional del ingreso, un tema olvidado que reclama atención», *Problemas del Desarrollo*, vol. 39, n° 153, avril-juin, pp. 83-117.
- Naastepad, C. W. M.; Storm, Servaas. 2007: «OECD demand regimes (1960-2000)», *Journal of Post Keynesian Economics*, vol. 29, n° 2, hiver, pp. 213-248.
- Neira Barriá, Vicente. 2010: *Distribución factorial del ingreso en América Latina, 1950-2000: Nuevas series a partir de las cuentas nacionales* (Barcelone, Université de Barcelone).
- Nikiforos, Michalis. 2014: *Distribution-led growth in the long run*, Working Paper No. 814, septembre (Annandale-on-Hudson, NY, Levy Economics Institute of Bard College).
- Onaran, Özlem; Galanis, Giorgos. 2012: *Is aggregate demand wage-led or profit-led? National and global effects*, Série Conditions de travail et emploi, n° 40 (Genève, BIT).
- ; Stockhammer, Engelbert; Grafl, Lucas. 2011: «Financialisation, income distribution and aggregate demand in the USA», *Cambridge Journal of Economics*, vol. 35, n° 4, pp. 637-661.
- ; —; —. 2009: *The finance-dominated growth regime, distribution, and aggregate demand in the US*, Department of Economics Working Paper Series No. 126, février (Vienne, Vienna University of Economics and Business).
- Palley Thomas I. 2014: *Rethinking wage vs. profit-led growth theory with implications for policy analysis*, Working Paper No. 141 (Düsseldorf, Macroeconomic Policy Institute).
- . 2011: *The rise and fall of export-led growth*, Working Paper No. 675 (Annandale-on-Hudson, NY, Levy Economics Institute of Bard College).
- Piketty, Thomas. 2013: *Le capital au XXI^e siècle* (Paris, Éditions du Seuil).
- Stockhammer, Engelbert. 2011a: *Wage-led growth: An Introduction*, Economics Discussion Papers No. 2011-1, juillet (Londres, Université Kingston).
- . 2011b: «La croissance induite par les salaires: introduction», *Journal international de recherche syndicale*, vol. 3, n° 2, pp. 185-209.

- ; Ederer, Stefan. 2008: *Demand effects of the falling wage share in Austria*, Department of Economics Working Paper No. 106, août (Vienne, Vienna University of Economics and Business).
- ; Hein, Eckhard; Grafl, Lucas. 2011: «Globalization and the effects of change in functional income distribution on aggregate demand in Germany», *International Review of Applied Economics*, vol. 25, n° 1, pp. 1-23.
- ; Onaran, Özlem. 2004: «Accumulation, distribution and employment: A structural VAR approach to a Kaleckian macromodel», *Structural Change and Economic Dynamics*, vol. 15, n° 4, décembre, pp. 421-447.
- ; —; Ederer, Stefan. 2009: «Functional income distribution and aggregate demand in the Euro area», *Cambridge Journal of Economics*, vol. 33, n° 1, pp. 139-159.