

cee

CENTRE D'ÉTUDES DE L'EMPLOI

Juillet  
2008

L'emploi des jeunes  
et la conjoncture économique.  
Quelques clés pour leur analyse en Argentine

---

Pablo Ernesto Pérez

102

Document de travail



# L'emploi des jeunes et la conjoncture économique

## Quelques clés pour leur analyse en Argentine

PABLO ERNESTO PEREZ

[pperez@ceil-piette.gov.ar](mailto:pperez@ceil-piette.gov.ar)

*Ceil-Piette/Conicet (Argentine)*

DOCUMENT DE TRAVAIL

N° 102

juillet 2008

ISSN 1629-7997  
ISBN 978-2-11-098162-2

# L'EMPLOI DES JEUNES ET LA CONJONCTURE ÉCONOMIQUE

## QUELQUES CLES POUR LEUR ANALYSE EN ARGENTINE

Pablo Ernesto Pérez<sup>1</sup>

### RESUME

Au cours des dernières années, la vulnérabilité grandissante des marchés du travail face aux chocs macro-économiques (et les variations de l'activité qui en découlent) s'est avérée l'une des principales causes des problèmes d'emploi en Amérique latine. Cependant, les variations d'activité ne touchent pas tous les travailleurs de la même façon. En particulier, on observe que l'évolution de l'emploi des adultes est moins sensible aux variations du PIB que celui des jeunes. En tant que nouveaux entrants sur le marché de travail, ces derniers ne bénéficient pas de la formation spécifique ni de l'ancienneté qui protègent les travailleurs plus âgés face aux fluctuations du marché.

Existe-il un phénomène de ce type en Argentine ? Si tel est le cas, quelle est l'explication de la différence entre l'ajustement de l'emploi des jeunes et celui des adultes aux variations de l'activité ? Ces dernières sont-elles une des causes centrales permettant d'expliquer que le taux de chômage soit plus élevé chez les jeunes ? Le présent texte explore ces questions.

**Mots-clefs :** jeunes, macroéconomie, marché du travail, chômage, formation.

### *Youth Employment and Economic Situation Some Keys for their Analysis in Argentina*

#### *Abstract*

*In the last years the increasing vulnerability of the labour markets to the macroeconomic shocks (and their consequent variations in the GDP) has been identified like one of the main employment problems in Latin America. However, the variations in the product do not affect all the workers in the same way. Specifically, it is observed that the evolution of adults' employment is more stable with respect to the variations of the GDP than young people's one. Because of their quality of new entrants to the labour market, young people would have neither the specific training nor the job tenure which protect the adult workers against the fluctuations of the market.*

*Does a phenomenon of this type occur in Argentina? If it is so, which is the explanation of the difference in the adjustment of youth and adults employment to the variations in the product? Can this be one of the central causes in the explanation of the major rates of unemployment among young people? These questions guide the present work.*

**Key words:** *youth, macroeconomics, labour market, unemployment, training.*

---

<sup>1</sup> Je remercie Jérôme Gautié pour ses suggestions et commentaires. Les éventuelles erreurs ou omissions sont responsabilité de l'auteur.



*« Il semblerait que le niveau de la demande globale de l'économie joue un rôle important dans le chômage des jeunes »*

OIT (2000), 86<sup>a</sup> réunion de la Conférence Internationale du Travail.

Comme le remarque l'OIT dans la citation ci-dessus, même s'il y a consensus sur le manque de demande comme l'une des principales causes du chômage des adultes, il existe encore des doutes sur son aptitude à expliquer le fait que le chômage relatif soit plus important chez les jeunes que chez les adultes. Cependant, plusieurs travaux ont remarqué récemment l'importance de la demande globale et, notamment, des variations de celle-ci, sur le chômage des jeunes.

Pendant ces dernières années, il est apparu que la vulnérabilité grandissante des marchés du travail face aux chocs macro-économiques (et aux conséquentes variations dans le PIB) est l'une des principales causes des problèmes d'emploi en Amérique latine (BID, 2003).

Cependant, les variations dans le produit ne touchent pas tous les travailleurs de la même façon. En particulier, on observe que l'évolution de l'emploi des adultes est plus stable par rapport aux variations du PIB que celle de l'emploi des jeunes.

Cette plus grande sensibilité des jeunes face aux fluctuations de l'économie a été soulignée dans la littérature internationale. Certains auteurs (Clark, Summers, 1981 ; Freeman, 1982 ; Rees, 1986 ; Blanchflower, Freeman, 1998) remarquent que les jeunes endurent une partie disproportionnée des variations cycliques du chômage. Des phénomènes de sur-réaction de l'emploi des jeunes au cycle économique ont également été identifiés (Fondeur, Minni, 1999 et 2004). Dans leur rôle de nouveaux entrants dans le marché de travail, les jeunes travailleurs ne bénéficient pas de la formation spécifique ni de l'ancienneté qui protègent les travailleurs plus âgés face aux fluctuations du marché (OIT, 2000, 2005).

L'importance du cycle économique en tant que variable pour expliquer la situation des jeunes dans le marché de travail apparaît, il y a quelques années, dans les rapports des organismes internationaux sur la région (OIT, CEPAL) et chez des auteurs latino-américains (Diez de Medina, 2001 ; Weller, 2003, 2005). Cependant, ces recherches se focalisent sur la façon dont la conjoncture économique agit sur l'offre de travail des foyers (effet du travailleur encouragé et du travailleur additionnel) et non pas sur la façon où elle agit sur la demande de jeunes travailleurs.

Existe-il un phénomène de ce type en Argentine ? Si tel est le cas, quelle est l'explication de la différence entre l'ajustement de l'emploi des jeunes et des adultes aux variations dans le produit ? Est-ce que nous trouvons ici une des causes centrales pour expliquer que les taux de chômage soient plus élevés chez les jeunes ? Ces questions orientent ce texte et déterminent deux voies d'analyse.

D'une part, il faut établir si l'emploi des jeunes sur-réagit à la conjoncture économique, par rapport à d'autres catégories d'actifs. D'autre part, il est nécessaire d'examiner différentes hypothèses proposées en tant qu'explication de ce phénomène et analyser leur pertinence dans le cas de l'Argentine urbaine pendant la période 1995-2003.

Une des contributions centrales de ce document réside dans son approche méthodologique. La décomposition des effets cycliques et globaux (ou à court et long terme, selon la terminologie économétrique) du niveau d'activité économique sur l'occupation, et l'analyse conjointe de variables globales et locales pour déterminer les élasticités emploi/produit ont été rarement traitées dans la littérature latino-américaine sur ce sujet.

# 1. LA RELATION CYCLE ÉCONOMIQUE - EMPLOI DES JEUNES

Dans cette section, nous examinerons si l'emploi des jeunes est effectivement plus sensible au cycle économique que l'emploi des adultes. Notamment, notre intention est de tester cette relation pour la période qui s'étend depuis la moitié des années 1990 jusqu'à la sortie de la crise (1995-2003), même si dans certains cas nous analysons aussi la période 1988-1994, dans le but de la comparer à la suivante.

Pour considérer si l'emploi des jeunes montre effectivement une plus grande sensibilité au cycle économique par rapport à l'emploi des adultes, nous utilisons différents instruments.

1) Pour comparer comment les variations cycliques du taux d'emploi (pour chaque groupe d'âge) s'ajustent avec les variations cycliques du niveau d'activité économique (PIB), les séries du PIB et de l'emploi sont décomposées dans leurs variations tendancielle et cyclique, en utilisant le filtre de Hodrick et Prescott.

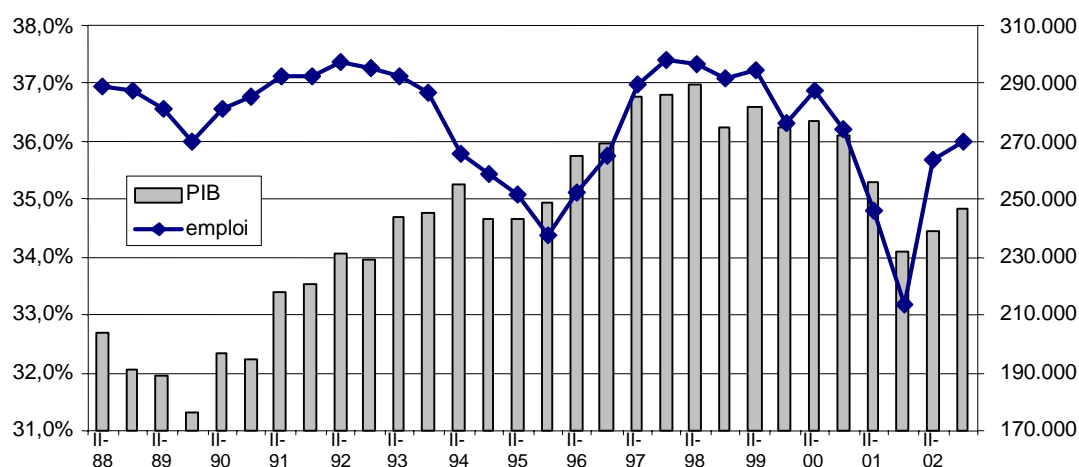
2) Nous réalisons une analyse de corrélation entre les différentes séries pour déterminer le niveau d'association entre les variations cycliques du taux d'emploi (pour chaque groupe d'âge), et les variations cycliques du niveau d'activité économique (PIB).

3) Nous calculons l'élasticité-produit de l'emploi des jeunes et des adultes pour quantifier la sensibilité de l'emploi face à des variations dans le produit.

4) Pour contrôler les effets des variables omises pouvant influencer sur la relation entre les fluctuations économiques et l'emploi des jeunes nous réalisons une analyse multivariée avec des données en panel. Nous avons estimé des modèles avec des variables en niveaux (effets globaux) et avec des variables en premières différences (effets cycliques)

## 1.1. Premières pistes

**Graphique 1**  
**Évolution du produit brut interne (PIB) – en millions de pesos (1993) –**  
**et du taux de l'emploi**



Source : traitement par l'auteur de données de l'EPH.

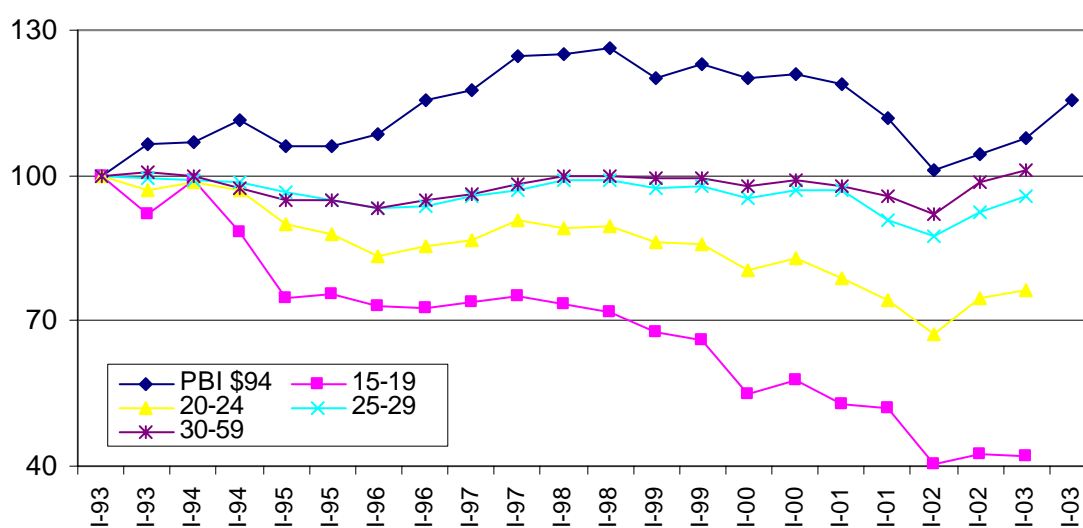


Les statistiques nous permettent d'observer que l'évolution de l'emploi (total) est en étroite relation avec le cycle économique : il augmente légèrement au début de la Convertibilité, commence à diminuer en 1993, s'approfondit avec la crise mexicaine de 1995, augmente à nouveau jusqu'en 1998, et redescend jusqu'à la crise de 2001 et la dévaluation du peso, où il reprend sa croissance.

Cependant, cette évolution n'a pas été la même pour les différentes classes d'âge. Sur le graphique 2, on observe des tendances clairement différenciées chez les travailleurs adultes et les jeunes. Tandis que les premiers exhibent une évolution relativement stable pendant toute la période, les jeunes ont une tendance clairement descendante à partir des premières années de la Convertibilité, tendance qui se manifeste encore plus fortement chez les travailleurs adolescents.

Un premier regard sur le sujet ne décèle pas une étroite corrélation entre l'évolution du PIB et l'évolution des taux d'emploi des travailleurs les plus jeunes. Au contraire, il semblerait que ce soient les taux d'emploi des travailleurs adultes (30-59 ans et 25-29 ans) qui suivent le parcours du produit, comme on peut l'observer sur le graphique ci-dessous :

**Graphique 2**  
**Évolution du PIB (en pesos de 1994) et de l'emploi de divers classes d'âge.**  
**Indice 1993=100**



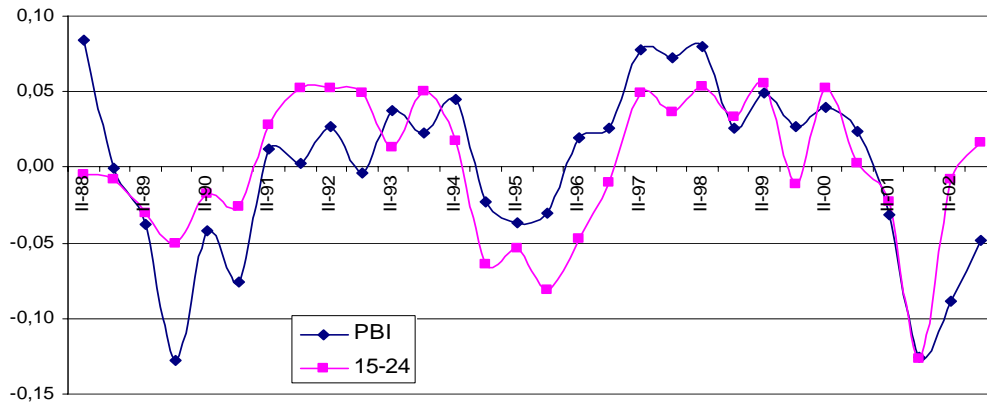
Source : traitement par l'auteur de données de l'EPH.

Nonobstant, en décomposant les séries de PIB et d'emploi correspondant aux différentes classes d'âge en leur variation tendancielle et leur variation cyclique, nous pourrions constater si effectivement les fluctuations économiques touchent dans une plus large mesure l'emploi des jeunes. Pour cette tâche, nous avons utilisé le filtre d'Hodrick et Prescott (voir détails dans aspects méthodologiques).

Puis, nous avons comparé les variations cycliques du taux d'emploi (pour chaque groupe d'âge) aux variations cycliques du niveau d'activité économique (PIB).

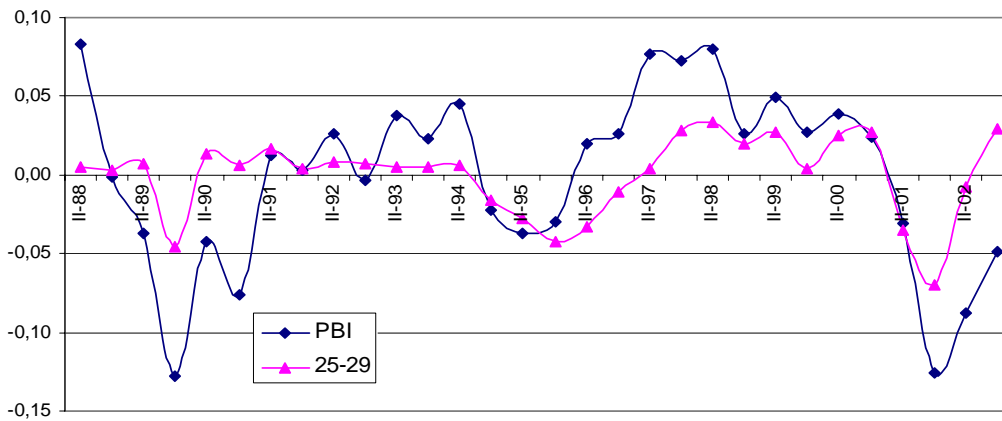
En observant avec détail les graphiques 3, 4 et 5, nous avons constaté que le taux d'emploi des travailleurs les plus jeunes présente une plus grande variabilité cyclique et semble plus s'ajuster aux variations du niveau de l'activité économique (PIB). À l'inverse, les taux d'emploi des travailleurs adultes montrent moins de variabilité cyclique (ils sont plus stables).

**Graphique 3**  
**Évolution du taux d'emploi des 15-24 ans et du PIB (en relation avec la tendance)**



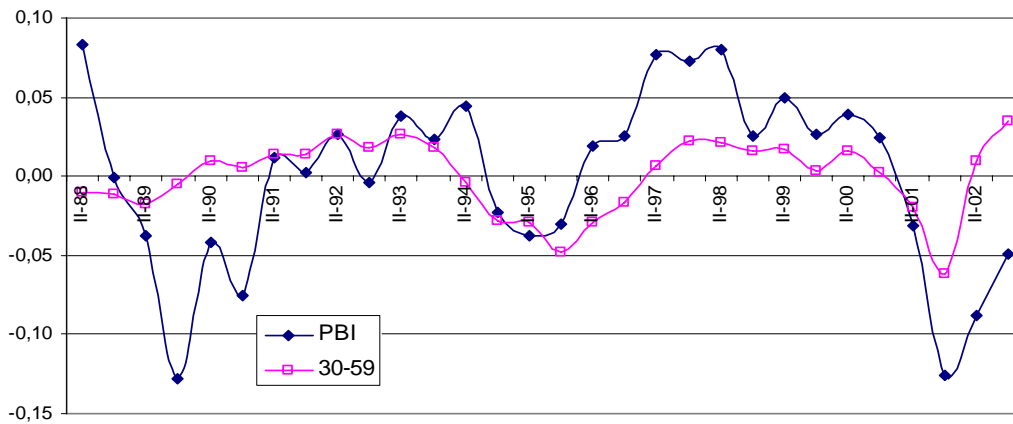
Source : traitement par l'auteur de données de l'EPH.

**Graphique 4**  
**Évolution du taux de l'emploi des 25-29 ans et du PIB (en relation avec la tendance)**



Source : traitement par l'auteur de données de l'EPH.

**Graphique 5**  
**Évolution du taux de l'emploi des 30-59 ans et du PIB (en relation avec la tendance)**



Source : traitement par l'auteur de données de l'EPH.

Pour déterminer le niveau de corrélation observé entre les variations cycliques des taux d'emploi (pour chaque groupe d'âge) et les variations cycliques du niveau d'activité économique (PIB), nous ferons dans le paragraphe suivant une analyse de corrélation entre les différentes séries.

## 1.2. Analyse de corrélation

L'analyse de corrélation nous permet d'apprécier le degré d'association entre différentes variables. Des coefficients élevés de corrélation (entre 0,2 et 1) indiquent qu'une variable est fortement corrélée avec une autre. Si l'une d'elles augmente, l'autre le fera aussi ; si la première diminue, la seconde le fera aussi. Une corrélation proche de zéro nous indique qu'il n'y a pas de lien entre le mouvement des variables. Si le coefficient est négatif (entre -0,2 et -1), il nous indique que les mouvements des variables vont dans des sens opposés : quand l'une augmente, l'autre descend ou *vice-versa*.

**Tableau 1**  
**Corrélations des variations cycliques sur les taux d'emploi a**  
**vec les variations cycliques du PIB**

	1988:1 - 2003:1	1988:1 - 1994:2	1995:1 - 2003:1
15-24 ans	0,68	0,62	0,76
25-29 ans	0,62	0,61	0,68
30-59 ans	0,41	0,21	0,55

*Source* : traitement par l'auteur de données de l'EPH.

L'analyse de corrélation pour la période qui s'étend entre le premier semestre 1988 et le premier semestre 2003 nous montre :

- Une forte corrélation entre les variations cycliques du PIB et les variations cycliques du différents taux d'emploi par âge.
- La corrélation est plus forte chez les jeunes travailleurs que chez les travailleurs adultes. Elle diminue au fur et à mesure que l'âge du groupe considéré augmente.
- On constate que les variations cycliques du taux d'emploi des travailleurs adultes sont moins élevées (plus stables), en relation avec les mouvements cycliques du le taux d'activité économique.
- Les corrélations sont plus grandes pour la période 1995-2003, caractérisée par un chômage de masse.

L'analyse des corrélations est un outil extrêmement utile pour arriver à identifier l'intensité des relations (en considérant l'intensité comme l'existence et l'amplitude d'un comportement temporel similaire entre les séries). Cependant, pour pouvoir recueillir plus d'informations sur « l'ampleur » des relations observées, nous devons incorporer à l'analyse d'autres indicateurs nous permettant, par exemple, de quantifier la sensibilité de l'emploi face à des variations dans le produit. L'élasticité produit de l'emploi, reflétant la variation en pourcentage de l'emploi face à une variation d'un 1 % dans le produit, est l'indicateur nécessaire pour mener à bien ce procédé. De cette façon, nous calculons l'élasticité produit de l'emploi des jeunes et adultes.

### 1.3. L'élasticité produit de l'emploi

Le calcul de cet indicateur se fait au moyen d'une estimation linéaire pour les cinquante-neuf trimestres compris entre 1988 et 2003<sup>2</sup>. Pour l'ensemble de la période on observe que l'élasticité chez les adultes est de 46 % plus grande que celle des jeunes.

Cependant, si nous décomposons les séries en cycle et tendance, nous pourrions observer à nouveau que l'élasticité des composantes cycliques des jeunes est le double de celle des adultes. Dans le cas de l'élasticité des tendances on vérifie le contraire ; l'élasticité PIB - emploi des jeunes représente pratiquement la moitié de celle des adultes.

**Tableau 2**  
**Élasticité-produit de l'emploi pour la période 1988-2003**

	Jeunes	Adultes
Élasticité	0,399	0,585
Élasticité des composantes cycliques	0,833	0,411
Élasticité des tendances	0,328	0,628

*Source* : traitement par l'auteur de données de l'EPH.

Malgré les différents outils employés pour mettre à l'épreuve notre hypothèse, l'analyse bivariée ne contrôle pas les effets d'autres variables (omises) pouvant influencer la relation entre les fluctuations économiques et l'emploi des jeunes. Il est donc nécessaire d'effectuer une analyse multivariée, ce que nous faisons à continuation.

### 1.4. Estimations économétriques

Pour conduire l'analyse multivariée, qui nous permettra d'estimer de façon plus appropriée l'élasticité produit de l'emploi de jeunes et adultes en Argentine (entre 1995 et 2003), nous utiliserons une base de données de panel avec des observations semestrielles pour vingt-neuf agglomérations urbaines du pays.

L'utilisation d'une base ayant ces caractéristiques nous permet non seulement d'inclure des variables de contrôle locales (outre celles de portée nationale) mais aussi d'utiliser différents estimateurs qui permettent de réduire substantiellement l'impact de variables omises (en le contrôlant au moyen de l'hétérogénéité individuelle non observable).

En travaillant avec des données de panel, qui correspondent à chacune des vingt-neuf agglomérations urbaines, nous devons mettre à l'épreuve maintenant la relation existant entre l'emploi local (pour les jeunes et les adultes, séquentiellement) et le produit local. De la même façon, la variable PIB global est maintenue pour tester l'existence d'externalités entre agglomérations, c'est-à-dire pour savoir si le produit d'une agglomération peut affecter l'emploi d'une autre agglomération. Un cas connu et étudié est celui du Grand Buenos Aires,

<sup>2</sup> Pour le calcul des élasticités nous avons décidé de considérer une période plus longue avec le but d'améliorer la qualité de l'estimation.

où on peut observer clairement qu'il existe des relations très étroites entre la ville de Buenos Aires et sa banlieue (une grande quantité des gens vivant à la banlieue travaille en ville et *vice-versa*). C'est ainsi que nous allons essayer de déterminer dans quelle mesure l'emploi des jeunes dépend des indicateurs locaux et nationaux de niveau d'activité économique (revenu total de l'agglomération et PIB, respectivement).

Ainsi que nous l'avons observé dans l'analyse bivariée précédente, il existe une forte dissociation entre l'évolution à long terme du niveau d'activité économique (PIB) et l'emploi des jeunes. Cependant, au moment d'analyser l'élasticité emploi-produit, nous l'avons décomposée en composantes tendancielle et cycliques, ce qui nous a permis de trouver que l'emploi des jeunes répond notamment aux fluctuations du court terme dans le produit, même s'il ne répond pas à la croissance à long terme.

Pour constater cette relation, nous effectuons une analyse multivariée, en utilisant une base de données en panel avec des observations dont la fréquence est semestrielle, pour vingt-neuf agglomérations urbaines de l'Argentine. Nous avons estimé des modèles économétriques ayant deux types de variables : 1- modèles avec des variables en niveaux, pour essayer de déterminer les effets globaux ; 2- modèles avec des variables en différences premières, en cherchant à reporter les effets cycliques.

**Tableau 3**  
**Nomenclature, description et statistiques descriptives basiques des variables utilisées**

Variable	Description	Moyenne	Écart-type
Locup_jov	Logarithme du nombre de jeunes occupés	10,2343	0,7973
Locup_adult	Logarithme du nombre d'adultes occupés	11,8370	0,7496
LPIB_sem	Logarithme du PIB (semestriel)	18,6939	0,0774
Ling_tot_aglo	Logarithme du revenu total de l'agglomération	18,3683	0,8033
Tcr	Taux de change réel	105,2690	43,5409
Inf	Taux moyen d'inflation mensuelle	0,2987	0,9737
Aper	Taux d'ouverture ((X+M)/PIB)	0,2199	0,0150
jov_com	Pourcentage de jeunes dans le secteur commerce	0,2390	0,0442
jov_const	Pourcentage de jeunes dans le secteur construction	0,1081	0,0380
jov_serv	Pourcentage de jeunes dans le secteur services	0,4972	0,0742
jov_pyme	Pourcentage de jeunes dans les PME	0,5537	0,0863
jov_jefe	Pourcentage de jeunes chefs de famille	0,0732	0,0255
jov_sexo	Taux de féminité de l'agglomération (femmes/hommes)	1,0278	0,0987
jov_edu	Niveau moyen d'éducation, exprimé en années	10,1477	0,4826
jov_durdes	Durée du chômage, exprimée en jours	182,8894	74,9755
adult_com	Pourcentage d'adultes dans le secteur commerce	0,1660	0,0271
adult_const	Pourcentage d'adultes dans le secteur construction (bâtiment)	0,0840	0,0182
adult_serv	Pourcentage d'adultes dans le secteur services	0,6165	0,0544
adult_pyme	Pourcentage d'adultes dans les PME	0,4738	0,0491
adult_jefe	Pourcentage d'adultes chefs de famille»	0,4579	0,0271
adult_sexo	Taux de féminité de l'agglomération (femmes/hommes)	1,1196	0,0569
adult_edu	Niveau moyen d'éducation, exprimé en années	10,1354	0,4911
adult_durdes	Durée du chômage, exprimée en jours.	195,6832	92,7844

Source : Les variables macro, ainsi que les variables correspondantes à chaque agglomération urbaine ont été construites à partir d'information fournie par l'INDEC.

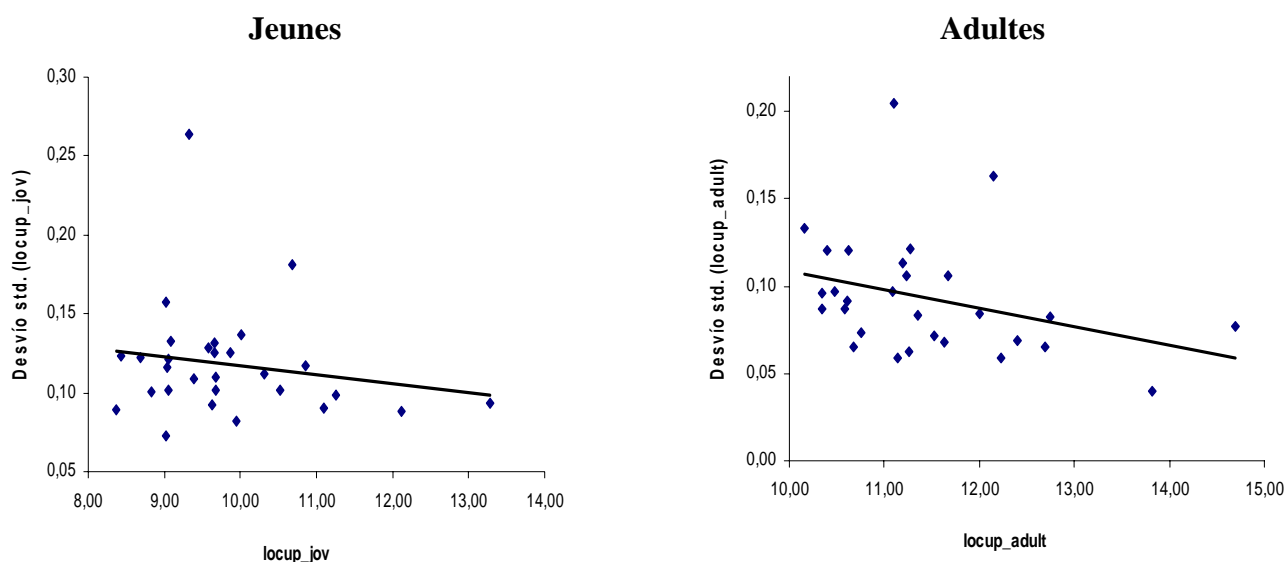
La variable dépendante de notre modèle sera le logarithme naturel du nombre de personnes occupées dans chaque agglomération, tandis que nos variables explicatives d'intérêt seront le revenu total de l'agglomération et le PIB national (les deux, exprimés en logarithmes), en

incluant entre les variables explicatives, en plus, différentes variables de contrôle, des variables macroéconomiques ainsi que celles propres à l'agglomération, que nous présentons dans le tableau 3.

## Statistique descriptive

Autant pour les jeunes que pour les adultes, nous trouvons une relation négative entre la mesure du logarithme du nombre de chômeurs de l'agglomération et son écart-type. C'est-à-dire que les agglomérations présentant des niveaux plus élevés d'occupation exhibent moins de variations pendant la période comprise entre 1995 et 2003. En outre, nous observons sur le graphique 6 que, chez les jeunes, les moyennes d'occupation sont moins élevées et les déviations sont plus grandes que dans le cas des adultes (voir les détails dans l'annexe statistique).

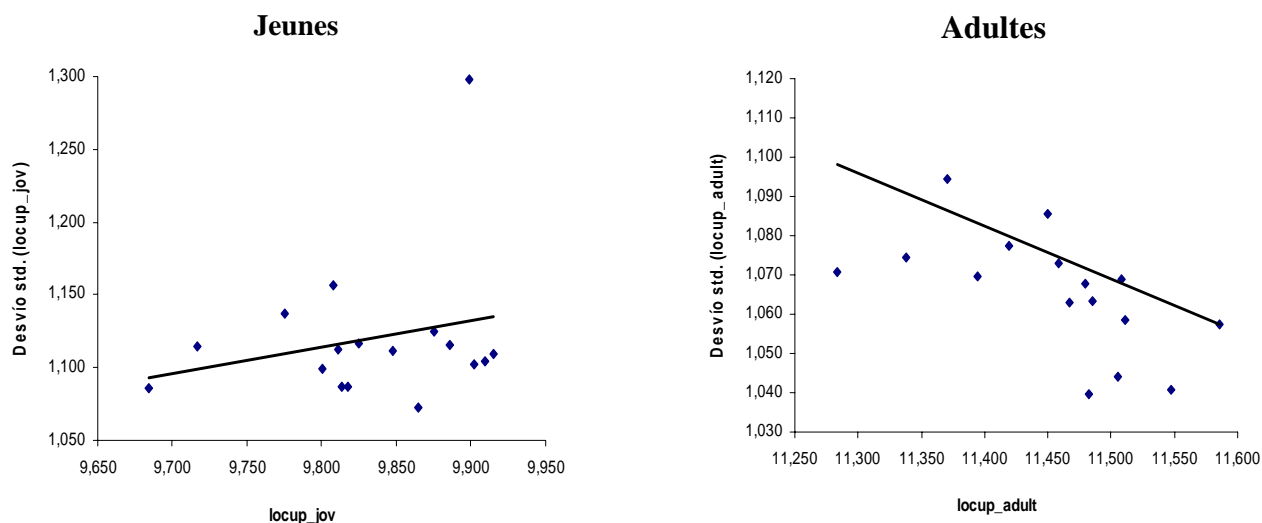
**Graphique 6**  
**Relation entre la moyenne du nombre de travailleurs occupés et leur écart-type**  
**par agglomération** (chaque point représente une agglomération urbaine)  
**Moyenne 1995-2003**



Ensuite, en analysant les moyennes d'occupation dans le temps (pour la moyenne des vingt-neuf agglomérations), nous observons que les déviations entre agglomérations sont plus grandes que celles que nous trouvons à des moments différents de la période analysée<sup>3</sup> (voir les détails dans l'annexe statistique). En outre, dans ce cas, on observe des différences entre les deux groupes : tandis que pour les jeunes il existe une relation positive entre la moyenne et la déviation pour des moments différents de la série, chez les adultes cette relation est négative. Cela signifie que quand l'emploi augmente, les niveaux d'occupation entre agglomérations sont équivalents chez les travailleurs adultes (l'écart-type diminue), tandis que chez les jeunes, l'écart entre les agglomérations devient plus grand (l'écart-type augmente). Cette question dynamique, qui dépasse la portée de ce travail, mérite d'être étudiée en profondeur.

<sup>3</sup> Les grandes différences territoriales (par agglomération) d'emploi sont des indices des effets du retrait de l'état de son rôle de régulateur pendant la période, et il est bien possible que ce retrait ait des conséquences qui sont encore difficiles à évaluer.

**Graphique 7**  
**Relation entre la moyenne du nombre de travailleurs occupés**  
**et leur écart-type par année (chaque point représente une phase de l'EPH)**  
**Moyenne de 29 agglomérations urbaines**



Enfin, avant d'estimer les différentes régressions des modèles en niveaux et en premières différences, les cas aberrants (*outliers*) ont été éliminés de chaque variable impliquée. Pour repérer ces cas, nous travaillons avec la fonction de distribution de chaque variable et nous supposons que les 1 % supérieurs et inférieurs de chacune d'elles représentent des cas aberrants.

### ***Élasticités à long terme (effets globaux, variables en niveaux)***

Le modèle a été estimé en utilisant des moindres carrés ordinaires (MCO) et des « effets fixes » (EF) pour les comparer au moyen d'un test F de restrictions dont le résultat montre que les variables omises sont importantes autant dans le modèle des jeunes que dans celui des adultes.

Ce résultat nous permet de laisser de côté l'estimateur MCO, qui devient inconsistant face à la présence de l'HINO. Cependant, nous ne pouvons pas encore affirmer que l'estimateur plus adéquat soit le EF. Si les erreurs du modèle ne se trouvent pas en corrélation avec les variables explicatives, l'HINO peut être contrôlée plus efficacement avec l'estimateur d'« effets aléatoires » (EA). Pour que cela soit vrai, il est nécessaire de démontrer que l'estimateur EA n'est pas seulement efficace mais aussi qu'il est consistant.

On a utilisé pour cela le test de Hausman (1978), dont le résultat indique que la façon la plus appropriée de modéliser l'HINO consiste à estimer le modèle avec EF et non avec EA, autant dans le cas des jeunes que dans le cas des travailleurs adultes. Finalement, nous avons mis en place un test pour déterminer s'il existe une auto-corrélation sérielle de premier ordre dans les erreurs du modèle estimé avec EF. Le résultat positif du test nous conduit à des nouvelles estimations qui corrigeront ce type d'auto-corrélation (les estimateurs EF-AR) dans les deux groupes (colonnes 4 et 8 sur le tableau).

Les résultats correspondant aux estimateurs EF-AR du tableau 4 indiquent que le revenu de l'agglomération (Ling-tot-aglo) a des effets positifs et importants sur l'emploi, autant chez les jeunes que chez les adultes (il est plus important chez ces derniers). Cet effet est, en outre, plus important que celui qui correspond au produit national (LPIB) dans les deux cas. Nous pourrions affirmer qu'un peu moins de deux points de croissance dans le produit local sont

nécessaires pour une augmentation de 1 % de l'emploi des jeunes et un peu plus de deux points d'augmentation dans le cas des adultes.

**Tableau4**  
**Analyse de la sensibilité des coefficients à des différentes méthodes économétriques d'estimation**

	Jeunes				Adultes			
	1	2	3	4	5	6	7	8
	MCO	EF	EA	EF-AR	MCO	EF	EA	EF-AR
IPIB_sem	0,631 [0.459]	0.594*** [0.226]	0.482* [0.255]	-0,025 [0.045]	-0,259 [0.364]	0.263* [0.138]	0,161 [0.166]	0.110*** [0.035]
ling_tot_aglo	1.000*** [0.018]	0.463*** [0.048]	0.761*** [0.038]	0.575*** [0.046]	0.920*** [0.016]	0.308*** [0.031]	0.529*** [0.030]	0.446*** [0.029]
Tcr	0.002*** [0.001]	0.001*** [0.000]	0.001*** [0.000]	0.000 [0.000]	0.002*** [0.000]	0.002*** [0.000]	0.002*** [0.000]	0.002*** [0.000]
Inf	-0,018 [0.019]	-0.022*** [0.008]	-0.016* [0.009]	-0,01 [0.010]	-0,013 [0.014]	-0.025*** [0.005]	-0.020*** [0.006]	-0.013** [0.006]
Aper	0,318 [2.187]	-0,262 [1.064]	-0,231 [1.202]	0,745 [0.767]	3.644** [1.687]	2.272*** [0.658]	2.311*** [0.789]	1.542*** [0.511]
Com	-0.709* [0.382]	0.354* [0.196]	0,33 [0.220]	0,361 [0.220]	1.711*** [0.443]	0,452 [0.309]	0.859** [0.361]	0,405 [0.350]
Const	0.654* [0.395]	0.758*** [0.212]	0.756*** [0.238]	0.750*** [0.242]	1.533** [0.612]	0,166 [0.340]	0,2 [0.402]	-0,065 [0.395]
Serv	-0.880*** [0.247]	0.338** [0.167]	0,233 [0.185]	0.357* [0.187]	1.173*** [0.257]	0.567** [0.230]	0.564** [0.265]	0,286 [0.268]
Pyme	1.654*** [0.139]	0,111 [0.101]	0.287** [0.111]	0.202* [0.112]	0.699*** [0.161]	0.550*** [0.123]	0.756*** [0.143]	0.797*** [0.141]
Jefe	0,22 [0.523]	1.171** [0.456]	1.157** [0.497]	1.114** [0.554]	-1.820*** [0.301]	-0,007 [0.367]	-0.909** [0.410]	-1.080** [0.433]
Sexo	0.168* [0.098]	-0,051 [0.058]	-0,033 [0.066]	-0,083 [0.072]	0.827*** [0.163]	-0.182* [0.094]	-0,109 [0.112]	-0,151 [0.116]
Edu	-0,046 [0.037]	-0.081*** [0.030]	-0.070** [0.033]	-0.100*** [0.035]	-0,011 [0.028]	0.105*** [0.019]	0.117*** [0.022]	0.053** [0.025]
Durdes	0.000*** [0.000]	0 [0.000]	0 [0.000]	0 [0.000]	0.000*** [0.000]	0 [0.000]	0 [0.000]	0 [0.000]
Constant	-20.378** [8.218]	-9.352** [4.065]	12.749*** [4.587]	0.228*** [0.073]	-2,803 [6.453]	-1,378 [2.491]	-3,35 [2.985]	0.277*** [0.045]
Observations	366	366	366	339	365	365	365	338
Prob > F - [HINO]		0				0		
Prob > chi2 - [EF et du EA]			0				0	
Prob > F - [Autocor.]				0.0927				0.0003
Overall R2	0,93	0,86	0,89	0,88	0,95	0,87	0,93	0,93

*Note* : Les tests se présentent entre crochets en dessous des coefficients \*significatif au 10 %, \*\*significatif au 5 % » et \*\*\*significatif au 1 %. MCO est le sigle de la méthode d'estimation par moindres carrés ordinaires ; EF est le sigle de la méthode d'estimation utilisant des effets fixes pour modéliser l'hétérogénéité individuelle non observable (HINO) ; EA est le sigle de la méthode qui modélise l'HINO avec des effets aléatoires et EF-AR est le sigle de la méthode qui utilise des effets fixes et prend en compte la corrélation sérielle.

Pourquoi l'effet du niveau d'activité économique locale est plus fort que celui du PIB ? En analysant les statistiques descriptives par phase nous montrons que quand l'emploi augmente,



il le fait de façon déséquilibrée (la dispersion entre agglomérations augmente), principalement chez les jeunes. Cela pourrait être interprété ainsi : quand on observe une augmentation du PIB, cette augmentation est due uniquement à ce qui se passe dans quelques agglomérations (où l'emploi augmenterait) mais non dans la majorité d'entre elles (car sinon, l'augmentation de l'emploi serait associée à un écart-type plus petit et non avec un plus grand). De cette façon, dans la plupart des agglomérations, l'emploi dépendrait principalement du produit local et non du produit global<sup>4</sup>.

En ce qui concerne le produit global (LPIB), le coefficient de la variable chez les jeunes montre un signe négatif (mais non significatif), tandis que chez les adultes il montre le signe attendu même si son élasticité est faible.

Les résultats montrent qu'il n'y a pas de relation significative à long terme entre l'emploi des jeunes et le PIB, car l'évolution tendancielle de ces variables est fortement dissociée pendant la période analysée.

L'analyse des variables de contrôle dépasse l'intérêt de cette étude. Nonobstant, nous présentons certaines de leurs caractéristiques les plus remarquables. Chez les jeunes, les variables macroéconomiques ne sont pas significatives, ce qui coïncide avec le résultat trouvé pour le PIB. Par contre, le taux de change réel ainsi que l'inflation et le niveau d'ouverture sont effectivement importantes (de même que le PIB) pour l'emploi des adultes et présentent les signes attendus : une inflation modérée et un coefficient d'ouverture élevé avec un type de change réel favorisent l'emploi des adultes.

En ce qui concerne les variables de composition de l'emploi, on remarque chez les jeunes une forte proportion de travailleurs employés dans la construction, tandis que chez les adultes, c'est le pourcentage de travailleurs employés dans les PME qui est significatif (dans ce dernier cas cela est valable aussi pour les jeunes, mais de façon moins significative).

Par rapport aux caractéristiques sociodémographiques (qui affectent l'offre) des deux groupes, les variables les plus significatives sont le pourcentage de chefs de famille et le niveau d'éducation, mais avec des signes différents pour chaque groupe.

Pour les agglomérations présentant une proportion plus grande de jeunes chefs de famille et/ou des jeunes avec un faible niveau éducatif, l'emploi est plus élevé. Être chef de famille oblige à trouver du travail, donc c'est logique que les agglomérations avec une proportion plus élevée de jeunes chefs de famille montrent un niveau d'emploi plus élevé chez les jeunes. Une autre alternative est que la décision de vivre en couple ou de se marier (et devenir chef de famille) soit postérieure à la stabilisation professionnelle des jeunes (Forgeot, Gautié, 1997).

Dans le deuxième cas, un faible niveau éducatif chez les jeunes de l'agglomération signifie probablement qu'ils ont quitté leurs études précocement pour travailler. Au contraire, un niveau d'éducation plus élevé indiquerait qu'ils sont encore en train d'étudier (et qu'ils ne sont pas employés). Chez les adultes, inversement, l'effet de l'éducation est positif (un niveau d'éducation plus élevé correspond à plus d'emploi). Comme le niveau d'éducation n'influe plus sur le taux d'activité de ce groupe, le seul impact se produit à travers la demande et il devient donc cohérent que des adultes ayant un degré d'éducation plus élevé aient un niveau plus élevé d'emploi.

---

<sup>4</sup> Ce résultat pourrait être très différent si la croissance de l'économie était équilibrée d'un point de vue régional. Dans un tel cas, le coefficient du PIB serait plus élevé et celui du revenu local plus bas.

## Élasticités à court terme (effets cycliques, variables en différences premières)

Comme nous avons déjà mentionné, les variables en différences premières indiquent des variations (du produit, de l'emploi), qui essaient de rendre compte des effets cycliques. Comme cela a été le cas auparavant, on a estimé le modèle en utilisant séquentiellement les estimateurs MCO et EF. Dans ce cas, le résultat du test F de restrictions indique que l'estimateur adéquat est le MCO, c'est-à-dire que l'HINO ne revêt pas d'importance pour le modèle des premières différences.

**Tableau 5**  
**Modèles en premières différences**

	Jeunes		Adultes	
	MCO	EF	MCO	EF
lPIB_sem	0.577** [0.229]	0.549** [0.251]	0,067 [0.084]	0,058 [0.087]
ling_tot_aglo	0.266*** [0.064]	0.273*** [0.059]	0.087*** [0.027]	0.079*** [0.022]
Tcr	0.000 [0.000]	0.000 [0.000]	0.000 [0.000]	0.000 [0.000]
Inf	-0.025* [0.014]	-0.025* [0.013]	-0.017*** [0.004]	-0.018*** [0.005]
Ouv	-1.093* [0.574]	-1.218* [0.673]	-0,342 [0.283]	-0,16 [0.256]
Com	0,236 [0.194]	0,384 [0.252]	-0,057 [0.119]	-0,092 [0.220]
Const	0.460** [0.222]	0.574** [0.266]	-0,135 [0.142]	-0.456* [0.244]
Serv	0.221* [0.124]	0.406* [0.209]	0,065 [0.054]	-0,07 [0.166]
Pme	0,023 [0.065]	0,027 [0.124]	-0,007 [0.040]	-0,017 [0.085]
Chef	0,134 [0.256]	1.018* [0.569]	-0.173* [0.089]	-0,287 [0.260]
Sexe	-0,076 [0.064]	-0,089 [0.072]	-0,068 [0.042]	-0.152** [0.070]
Edu	-0,017 [0.016]	-0,043 [0.040]	-0,003 [0.006]	-0,001 [0.013]
Durdes	0.000 [0.000]	0.000 [0.000]	0.000 [0.000]	0.000 [0.000]
Constant	0,236 [0.202]	0,317 [0.395]	0.260** [0.123]	0.466** [0.214]
Observations	333	333	330	330
Prob > F - [HINO]		1		0,99
Overall R2	0,219	0,19	0,226	0,19

*Note* : Les tests se présentent entre crochets en dessous des coefficients \*significatif au 10 %, \*\*significatif au 5 % » et \*\*\*significatif au 1 %. MCO est le sigle de la méthode d'estimation par moindres carrés ordinaires ; EF est le sigle de la méthode d'estimation utilisant des effets fixes pour modéliser l'hétérogénéité individuelle non observable (HINO).

On pourrait s'attendre à ce que dans un modèle en premières différences le pouvoir d'explication de la plupart des régresseurs se réduise substantiellement (Baltagi, 1995). Néanmoins, ce n'est pas le cas pour nos variables d'intérêt, en particulier chez les jeunes.

À l'inverse de ce que l'on observait pour les élasticités à long terme, l'élasticité emploi-PIB est, à court terme, significative et élevée. Une hausse de 1 % dans le PIB élèverait l'emploi

des jeunes de presque 0,6 %. L'élasticité de l'emploi à l'entrée de l'agglomération continue aussi à être positive et élevée (0,266).

Les résultats indiquent que l'influence du revenu local se réduit substantiellement par rapport aux élasticité à long terme, pour les deux groupes. Dans le cas des jeunes, l'élasticité cyclique de l'emploi par rapport au PIB national n'augmente pas uniquement en relation avec les élasticité de long terme, mais elle est beaucoup plus élevée que son élasticité cyclique au niveau d'activité économique locale (l'importance relative des élasticité change). Chez les adultes, au contraire, les deux élasticité (non pas seulement le niveau d'activité économique locale) sont inférieures à celles obtenues pour la relation de long terme (dans le cas du PIB, la relation cesse d'être significative).

Pour **synthétiser** cette première partie, nous pourrions affirmer que les résultats des différentes techniques utilisées – autant dans l'analyse bivariée que dans la multivariée – soutiennent l'hypothèse que nous avons proposée : que l'emploi des jeunes surréagit à la conjoncture économique (court-terme) par rapport à celui des travailleurs adultes.

## 2. QUELQUES HYPOTHÈSES SUR LES VARIATIONS CYCLIQUES ET L'EMPLOI DES JEUNES

*« Au lieu de s'interroger sur si la demande agrégée influe sur le chômage de la jeunesse, question dont la réponse est indubitablement "oui", il est plus intéressant et pertinent de se demander : pourquoi les fluctuations (...) touchent-elles les jeunes de façon disproportionnée? ».*

O'Higgins, 1997.

Après avoir confirmé que les variations conjoncturelles dans l'économie touchent plus significativement l'emploi des jeunes, nous esquisserons quelques hypothèses suggérées par la littérature et nous analyserons leur pertinence pour le cas argentin pendant la période étudiée.

### 2.1. Chômage des jeunes et rotation volontaire

Plusieurs auteurs (Rees, 1986 ; O'Higgins, 1997) pensent que les jeunes sont plus enclins à changer volontairement d'emploi, car ils sont en train de réaliser leurs premières expériences dans le marché de travail et de chercher l'emploi s'adaptant le mieux possible à leurs capacités et à leurs attentes. En fonction de cela, ils se porteraient volontaires pour changer d'emploi jusqu'à trouver « leur place ».

Mansuy et Thireau (2003) trouvent, pour le cas français, que cette mobilité entre secteurs n'est pas une caractéristique propre aux individus fragiles et aux trajectoires erratiques mais qu'elle comprend aussi des débutants qui acquièrent, dans un premier secteur, une expérience qu'ils peuvent valoriser après dans un deuxième, voire dans un troisième secteur.

Le coût d'opportunité de cette recherche serait inférieur pour les jeunes car ils ont moins de qualifications, des salaires plus bas et il est moins probable qu'ils aient besoin de l'emploi pour

entretenir une famille (O'Higgins, 1997). Les théories du « *job matching* » (Jobanovic, 1979) et du « *job shopping* »<sup>5</sup> (Johnson, 1978) vont dans ce sens.

Si cette mobilité volontaire ne varie pas comme le PIB (par exemple en diminuant pendant les récessions), il est probable que les jeunes soient plus touchés que les adultes pendant les temps de récession (à cause de la diminution de l'embauche).

La mobilité volontaire est-elle effectivement plus forte chez les jeunes que chez les adultes ? Est-ce qu'elle varie avec le cycle économique ? Est-elle si importante qu'elle explique par elle-même les taux de chômage plus élevés chez les jeunes ? C'est dans ce sens qu'il nous paraît important de considérer la mobilité volontaire.

Dans l'étude du cas argentin, pour déterminer la mobilité volontaire nous avons utilisé la question 42 de la BUA (sur la cause fondamentale qui a entraîné la perte de l'emploi). On a considéré comme ayant abandonné volontairement leur emploi les travailleurs (au chômage) qui ont répondu : 1) avoir quitté volontairement leur emploi dans le secteur publique, 2) avoir quitté leur emploi à cause d'un salaire trop bas et 3) suite à devoir accomplir des tâches en dessous de leur formation. (Les autres réponses possibles étaient « renvoi », « manque d'emploi », « finalisation d'un travail temporaire », « retraite », « autres causes relatives au travail » et « autres causes personnelles »).

**Tableau 6**

**Pourcentage de chômage volontaire (sur le total de chômeurs) parmi les jeunes et les adultes  
Total d'agglomérations urbaines Période 1995-2003**

	15-24 ans	25-59 ans
Mai-95	7,1%	7,4%
Oct-95	6,0%	5,8%
Mai-96	4,9%	4,5%
Oct-96	5,2%	5,2%
Mai-97	4,5%	5,1%
Oct-97	6,5%	5,4%
Mai-98	6,3%	6,3%
Oct-98	6,0%	5,2%
Mai-99	7,2%	4,0%
Oct-99	6,7%	4,8%
Mai-00	4,8%	4,3%
Oct-00	6,0%	4,3%
Mai-01	4,2%	3,7%
Oct-01	4,7%	3,1%
Mai-02	3,5%	2,2%
Oct-02	3,8%	2,4%
Mai-03	3,4%	3,1%
Moyenne 1995-2003	5,3%	4,5%
Moyenne 1995-98	5,8%	5,6%
Moyenne 1999-2003	5,1%	3,6%

Source : traitement par l'auteur de données de l'EPH.

Dans le cas argentin, nous trouvons, pour la période étudiée et tel que l'hypothèse proposée le prédit, un chômage volontaire plus grand dans le cas des jeunes (5,3 %) que dans celui des

5 La théorie du « *Job shopping* » fait référence à la période d'expérimentation de divers emplois, accompagnée par un taux élevé de mobilité, typique du commencement de la vie active. L'idée est que les préférences et les aptitudes des travailleurs pour un emploi ou occupation peuvent être connues uniquement après avoir vécu une expérience de travail (Jonson, 1978).

travailleurs adultes (4,5 %). En outre, pour les deux groupes de travailleurs, le chômage volontaire est plus important pendant les moments de croissance économique (1995-1998), que pendant les situations de stagnation (1999-2002), ce qui indiquerait que, dans les situations de récession, la mobilité volontaire diminue et que, dans les moments où les taux de chômeurs sont moins élevés, le coût d'abandonner un emploi diminue.

Cependant, les pourcentages de chômage volontaire sont relativement bas par rapport au total des chômeurs. Cela indiquerait que la mobilité volontaire n'est pas un phénomène qui peut être généralisé à tous les jeunes. Nous pouvons prendre le risque d'affirmer que seulement ceux appartenant aux secteurs aux revenus moyens et élevés auraient la possibilité de « changer d'emploi volontairement »

## 2.2. Le rôle des nouveaux entrants sur le marché du travail

La plupart des gens entrent sur le marché de travail quand ils sont jeunes. Ce fait peut être déterminant pour expliquer une plus grande sensibilité de l'emploi (et du chômage) des jeunes par rapport aux adultes. Une baisse dans le niveau d'activité économique (ou dans son rythme de croissance) tend à réduire les nouvelles embauches, et comme les jeunes sont majoritaires parmi les nouveaux entrants, ils sont plus touchés que les adultes. Fondeur et Minni (1999, 2004) ont introduit ce schéma explicatif dans leurs travaux sur le cas français.

Dans ce sens, nous essayerons de constater si les jeunes constituent une majorité parmi les nouveaux entrants dans le marché de travail. Nonobstant, avec les données disponibles nous pouvons seulement calculer les pourcentages d'entrants dans le marché de travail parmi les chômeurs, car en utilisant l'EPH nous ne pouvons pas détecter l'individu qui passe directement de l'inactivité à l'emploi.

**Tableau7**  
**Pourcentage d'entrants au chômage/ total chômeurs par classes d'âge.**  
**Total d'agglomérations urbaines. Période 1995-2003**

	15-24 ans	25-59 ans	% de jeunes/ total d'entrants
Mai-95	31,1%	6,1%	80,4%
Oct-95	27,9%	6,0%	76,4%
Mai-96	31,4%	5,6%	78,7%
Oct-96	33,3%	5,4%	81,6%
Mai-97	32,2%	6,2%	77,9%
Oct-97	31,3%	5,6%	78,9%
Mai-98	31,2%	6,4%	76,9%
Oct-98	26,7%	4,1%	81,3%
Mai-99	27,2%	4,4%	80,3%
Oct-99	25,1%	4,3%	78,4%
Mai-00	26,6%	4,5%	78,6%
Oct-00	23,0%	5,7%	71,3%
Mai-01	26,1%	4,1%	78,1%
Oct-01	24,5%	3,6%	78,5%
Mai-02	25,7%	4,5%	74,6%
Oct-02	30,3%	4,7%	78,4%
Mai-03	35,0%	4,2%	85,2%
<b>Moyenne 1995-2003</b>	<b>28,7%</b>	<b>5,0%</b>	<b>78,6%</b>

Source : traitement par l'auteur de données de l'EPH.

Parmi les travailleurs au chômage nous pouvons déterminer s'il s'agit de nouveaux entrants en utilisant la question 37 de la BUA : « Avez-vous été employé antérieurement? », et en sélectionnant ceux dont la réponse est négative. Pour constater les données nous pouvons utiliser la question 39 (« Quelle était l'activité de l'entreprise ou institution où vous travaillez auparavant ? ») où apparaît un *item* « nouveaux entrants ». Dans les deux cas, les données ont coïncidé et apparaissent sur le tableau 7.

En Argentine, on remarque que la plus grande proportion d'entrants se trouve dans le groupe des jeunes (28,7 % en moyenne, sur le total de chômeurs du groupe) par rapport aux travailleurs adultes (5 % en moyenne). D'un autre côté, nous pouvons observer que parmi les chômeurs<sup>6</sup>, presque le 80 % des entrants dans le marché de travail sont des jeunes qui ont entre 15 et 24 ans (78 % pour la moyenne de la période).

Ainsi, on peut constater l'hypothèse déjà énoncée : dans les temps de récession, les entreprises diminuent le rythme d'embauche et, étant la majorité parmi les nouveaux entrants, ce sont les jeunes qui en sont particulièrement touchés

### 2.3. Conjuncture économique et sortie de l'emploi des jeunes

Une baisse dans la demande touche aussi spécialement les jeunes en ce qui concerne la sortie de l'emploi, car ils sont plus nombreux que les adultes parmi les licenciés. Cela serait la conséquence de certains facteurs : d'habitude, leur rôle à l'intérieur de l'entreprise n'est pas essentiel (car leurs connaissances spécifiques des particularités de l'entreprise en question sont moins importantes), leurs coûts de rotation sont inférieurs (étant donné leur manque d'ancienneté), et de certaines actions défensives déployées par les travailleurs plus expérimentés.

En premier lieu, la spécificité de la formation reçue dans l'entreprise joue un rôle central. Étant donné qu'une partie de celle-ci est payée par l'employeur, l'intention de ce dernier est que le travailleur reste à l'entreprise le temps suffisant pour récupérer le coût de cette formation. D'habitude, l'entreprise ne renverra pas un travailleur qu'elle a formé pour en engager un autre, même en lui payant un salaire inférieur. En conséquence, les travailleurs ayant une formation spécifique (d'habitude ceux qui sont les plus anciens dans l'entreprise) bénéficient d'une protection additionnelle (outre celle de la loi) contre le renvoi.

Également, la théorie *Insider-Outsider* (Lindbeck, Snower, 1986, 1988) est intéressante pour expliquer un taux de sortie des travailleurs adultes inférieur à celui des jeunes. Selon cette théorie, l'existence de coûts de rotation crée des « rentes » et octroie du pouvoir de négociation aux employés expérimentés et stables (« *Insiders* »), en les protégeant d'éventuels renvois. Le groupe des « *Outsiders* » inclue des chômeurs et des travailleurs occupés ayant un emploi instable dans le secteur secondaire ou informel de l'économie. Cette distinction souligne la position asymétrique des deux groupes en termes de pouvoir de négociation.

Quand nous pensons à des coûts de rotation, les premiers à considérer sont les coûts d'embauche et de renvoi. Les coûts d'embauche incluent les coûts de recherche, sélection et entraînement des nouveaux travailleurs. Les coûts de renvoi font référence principalement aux différentes dépenses qui lui sont liées, comme c'est le cas, par exemple, des indemnités, etc. Un deuxième type de coûts de rotation concerne le fait que les *insiders* peuvent refuser de coopérer (être hostiles) envers les nouveaux entrants (*outsiders*) qui essaient de

---

<sup>6</sup> Avec les données disponibles on ne peut calculer que les pourcentages de travailleurs, parmi les chômeurs, qui entrent dans le marché de travail (nous ne pouvons pas repérer ceux qui passent directement de l'inactivité à l'emploi).

trouver du travail en offrant de recevoir des salaires inférieurs. Comme résultat de ce manque de coopération, la productivité du nouvel employé pourrait être si faible, que l'entreprise renoncerait à l'embaucher. Pour Lindbeck (1994), ce type de coûts de rotation est quantitativement plus important que ceux d'embauche et de renvoi, car tandis que ces derniers ont lieu seulement une fois, les coûts liés à la menace de non coopération et de harcèlement se répètent à chaque période. De cette façon, les travailleurs plus anciens (majoritairement des travailleurs adultes) ont leur position dans l'entreprise protégée en raison des hauts coûts de rotation qu'il faudrait payer pour les substituer. La littérature économique associe aussi ces activités de harcèlement et de non-coopération à l'action des syndicats, étant donné que ce sont des actions typiquement collectives, même quand elles ne requièrent pas nécessairement une quelconque organisation formelle (comme le syndicat).

Ces théories postulent que le taux plus élevé de chômage chez les jeunes pendant la période d'insertion serait le fait d'un phénomène d'attente, car si la concurrence entre les nouveaux travailleurs et ceux qui sont déjà employés n'existe pas (ou si elle est faible), les nouveaux entrants doivent nécessairement attendre que des postes vacants apparaissent (Vincens, 1997).

Le taux de sortie de l'emploi des jeunes est-il plus grand dans le cas argentin ? Pour calculer le taux de sortie de l'emploi de jeunes et adultes nous avons travaillé avec des matrices de transition, c'est-à-dire, nous avons examiné la mobilité dans le travail expérimentée par des travailleurs jeunes et adultes entre deux mesures consécutives de l'EPH (Enquête permanente auprès des ménages). Nous avons conservé uniquement les transitions qui vont de l'emploi vers le chômage ou l'inactivité.

**Tableau 8**  
**Taux de sortie de l'emploi de jeunes et adultes**  
**Total d'agglomérations urbaines. Période 1995-2003**

	<b>Jeunes</b>	<b>Adultes</b>
Mai 95-oct 95	20,5%	10,1%
Oct 95- Mai 96	26,5%	11,5%
Mai 96-oct 96	24,9%	11,7%
Oct 96- Mai 97	21,8%	11,2%
Mai 97-oct 97	20,4%	9,2%
Mai 98-oct 98	21,2%	9,3%
Oct 98- Mai 99	26,7%	10,8%
Mai 99-oct 99	21,2%	9,3%
Oct 99- Mai 00	26,9%	11,7%
Mai 00-oct 00	20,1%	10,3%
Oct 00- Mai 01	30,2%	12,1%
Mai 01-oct 01	28,6%	13,5%
Oct 01- Mai 02	34,2%	15,6%
Mai 02-oct 02	23,9%	11,4%
Oct 02- Mai 03	25,9%	11,6%
Moyenne	<b>24,9%</b>	<b>11,3%</b>

*Source* : traitement par l'auteur de données de l'EPH.

Il devient nécessaire ici de faire quelques considérations méthodologiques. Suite à la rotation de l'échantillon qui est caractéristique de l'EPH, il est possible uniquement de « suivre », entre deux phases consécutives, un maximum du 75 % du total de l'échantillon ; néanmoins, dans la procédure d'appariement entre les deux phases certains individus sont « perdus »

suite à des causes telles que la variation dans la composition des foyers (sortie de certaines personnes des foyers où ils se trouvaient pendant la phase antérieure), des changements géographiques des foyers ou des difficultés dans l'appariement des variables d'identification utilisées. Dans notre travail, il a été possible de récupérer pour les différentes matrices entre 63 et 68 % de l'échantillon total. Ainsi, la population examinée peut présenter un biais qui pourrait être significatif, raison pour laquelle l'analyse est valide uniquement pour la population récupérée.

Le tableau n° 8 nous montre que, effectivement, le taux de sortie de l'emploi des jeunes est significativement supérieur, pendant toute la période, à celui de leurs collègues adultes. Comme nous avons déjà vu, il ne s'agit pas majoritairement d'une mobilité volontaire mais elle répond plutôt à la façon qu'ont les entreprises de gérer la main-d'œuvre : ils sont les premiers à être licenciés quand l'activité économique diminue.

La corrélation moins importante de l'emploi des adultes avec les variations dans la demande agrégée peut résulter des processus de « thésaurisation de travail » (ayant à faire face à des coûts importants de rotation de main-d'œuvre, les entreprises préfèrent « conserver » des travailleurs – adultes – pendant les récessions et avoir recours aux heures supplémentaires pendant les périodes d'expansion, au lieu de les licencier et les ré-embaucher *a posteriori*).

## 2.4. Quels sont les secteurs qui embauchent des jeunes ?

Une autre des causes signalées dans la littérature est l'existence d'une tendance à l'embauche des jeunes dans les branches qui fonctionnent habituellement avec un haut degré de rotation de travailleurs, appartenant généralement aux secteurs ayant des bas salaires et une basse productivité ou bien demandant peu de capacités et conférant peu de capacités d'apprentissage (Osterman, 1980). Si tel est le cas, une plus grande rotation serait le fait du secteur d'activité en soi-même et non d'une particularité des travailleurs embauchés.

De plus, nous voulons analyser s'il s'agit de secteurs qui ont exhibé des variations cycliques pendant la période analysée. Si tel est le cas, la plus grande sensibilité de l'emploi des jeunes (par rapport aux adultes) pourrait être le fait d'un effet de structure (variation cyclique plus élevée dans les secteurs où l'utilisation de main-d'œuvre jeune est intensive).

En examinant ces questions, nous avons calculé, pour la moyenne de la période 1995-2003, quelles étaient les branches où étaient employés les jeunes de 12-24 ans. C'est-à-dire que pour le total de jeunes employés (100 %) nous avons observé quel était le pourcentage de jeunes employés dans chaque branche. Pour évaluer s'il s'agissait de branches qui embauchent intensivement des jeunes travailleurs, nous avons comparé ces pourcentages avec ceux correspondant aux travailleurs adultes et nous avons calculé leur sur-représentation relative (taux de jeunes sur taux des adultes).

Parmi les branches qui embauchent en préférence des jeunes on trouve quelques-unes avec un haut degré d'informalité et qui fonctionnent avec une rotation élevée de leurs travailleurs (le commerce, la construction, les services à la personne et le service domestique). Au contraire, les jeunes sont sous-représentés dans des activités plus stables comme celles liées au secteur public (l'enseignement, les services sociaux et de santé inclus) et les activités financières, immobilières et de gestion d'entreprise. De cette façon, on confirmerait la présomption que la plus grande mobilité des jeunes est due en grande partie à la dynamique de fonctionnement des secteurs d'activité qui les embauchent.

Novacovsky (1998) souligne que le secteur des supermarchés et le secteur gastronomique ont embauché principalement des jeunes, pendant la période où les modalités promues d'emploi ont



été en vigueur, en utilisant ces formes contractuelles (ce qui impliquait une très faible stabilité dans l'emploi). Les grands supermarchés, qui sont pour la plupart d'origine étrangère, incorporent des standards de travail non habituels jusqu'à ce moment dans les pratiques locales, tels l'engagement par écrit des travailleurs à ne pas se syndicaliser, la généralisation du travail pendant le week-end, les horaires nocturnes, la mobilité entre diverses succursales pendant une même journée, etc., tendances qui accentuent l'instabilité de l'emploi.

**Tableau 9**  
**Emploi de jeunes et d'adultes par branche d'activité.**  
**Pourcentage sur le total employé et sur-représentation relative des jeunes**  
**par rapport aux adultes. Moyenne 1995-2003**

	15-24 (1)	25-59 (2)	[(1)/(2)]-1
Restaurants et hôtels	4,85%	2,55%	90,1%
Commerce au détail	18,01%	11,34%	58,9%
Services, transports et communications	3,10%	2,34%	32,1%
Aliments, boissons et tabac	4,17%	3,18%	31,1%
Autres industries	3,95%	3,05%	29,6%
Autres services communautaires et sociaux	4,92%	3,94%	24,9%
Commerce en gros	5,06%	4,13%	22,5%
Services de dépannage	3,39%	2,83%	19,9%
Autres	0,42%	0,36%	17,2%
Construction	8,51%	7,28%	16,9%
Textiles, confections et chaussures	2,90%	2,64%	9,7%
Service domestique	8,05%	7,46%	8,0%
Autres services personnels	1,83%	1,73%	5,9%
Activités primaires	1,12%	1,07%	4,6%
Produits chimiques et raffinage de pétrole	1,91%	2,02%	-5,6%
Produits métalliques, machines et équipements	3,62%	3,87%	-6,5%
Activités immobilières et d'entrepreneurs	6,21%	7,01%	-11,4%
Intermédiation financière	2,06%	2,61%	-21,0%
Transport	3,88%	5,83%	-33,5%
Enseignement	4,78%	8,59%	-44,4%
Administration	4,37%	8,86%	-50,7%
Services sociaux et de Santé	2,60%	6,50%	-60,1%
Énergie, gaz et eau	0,31%	0,81%	-61,9%
Total	100%	100%	

*Source* : traitement par l'auteur de données de l'EPH.

Depuis une autre perspective, le MTEySS<sup>7</sup> (2004) trouve que, pour la période 1995-2003, le secteur des services et le secteur du commerce (qui embauchent intensivement des jeunes) exhibent en simultané un plus grand taux d'entrée et de sortie (rotation plus élevée), tandis que les branches de l'industrie exhibent un comportement plus stable. Cette situation entraîne des conséquences évidentes en ce qui concerne les variations dans la population employée par chaque secteur et démontrent l'importance de la dynamique sectorielle dans les variations de l'emploi des jeunes.

<sup>7</sup>Ministère du travail, de l'emploi et de la sécurité sociale.

## CONSIDÉRATIONS FINALES

Tout au long de ce texte nous avons essayé d'établir de façon certaine la relation entre les variations conjoncturelles dans les niveaux d'activité économique et l'emploi des jeunes. Ces variations touchent dans une plus large mesure les jeunes travailleurs et nous croyons qu'elles sont déterminantes pour expliquer leurs taux de chômage plus élevés par rapport à ceux des travailleurs adultes.

Dans ce sens, nous pouvons affirmer, comme Fondeur et Minni (1999, 2004) que l'insertion professionnelle des jeunes ne peut être considérée uniquement comme un processus individuel (qui dépend autant des facteurs personnels que des facteurs sociaux) ; elle est aussi un phénomène qui dépend fortement de la situation macroéconomique et de son évolution dans le temps.

La croissance économique est une condition nécessaire – mais non suffisante – pour l'insertion productive des jeunes dans le marché de travail ; dans une économie en récession ou avec des faibles niveaux de croissance, la demande d'emploi est restreinte et ce sont les jeunes travailleurs qui sont les plus largement concernés par cette situation, même s'ils font partie du groupe de ceux qui ont des habilités et des compétences requises par les entreprises.

Une baisse dans la demande agrégée provoque 1) des licenciements et 2) une réduction dans les nouvelles embauches. Dans le premier cas, les premiers à être licenciés sont généralement les jeunes car, du fait de leur manque d'ancienneté au sein de l'entreprise, ils n'occupent pas d'habitude des postes essentiels pour le fonctionnement de celle-ci et leurs coûts d'indemnisation sont moins importants que pour les travailleurs plus anciens. Dans le deuxième cas, ce sont aussi les jeunes qui seraient en désavantage par rapport aux adultes car ils représentent une majorité parmi les entrants au marché de travail. Nous partageons ici l'analyse de Fondeur et Minni (1999, 2004) pour le cas français.

L'analyse de corrélation entre taux de chômage et PIB nous indique une plus forte corrélation pour les jeunes travailleurs que pour les adultes (elle diminue au fur et à mesure que l'âge augmente) et des corrélations plus grandes pour la période 1995-2003, caractérisée par un chômage massif de la force de travail. On montre que les taux d'emploi pour les travailleurs adultes sont plus stables en relation avec les mouvements du taux d'activité économique.

Dans l'analyse économétrique, nous avons cherché à mettre en relation l'emploi des jeunes autant avec le produit (revenu) global (national) qu'avec le produit local. En outre, nous avons fait la distinction entre des effets à court terme et des effets à long terme.

Les résultats pour les composantes tendancielle (long terme) montrent qu'il n'existe pas une relation tendancielle significative entre emploi de jeunes et PIB, tandis que chez les adultes, le signe attendu (+) apparaît. Le revenu de l'agglomération montre des effets plus importants sur l'emploi – autant chez les jeunes que chez les adultes – que ceux qui correspondent au PIB. Ce résultat semble logique si nous assumons que l'insertion dans le marché de travail se fait dans le marché local. Habituellement, les travailleurs et les employeurs mènent leur recherche dans les marchés de travail locaux, définis en tant que zone géographique à l'intérieur de laquelle se situe l'ensemble de possibilités d'emploi qui s'offrent à un individu sans que celui-ci ait à changer de lieu de résidence, ou en tant que zone géographique contenant les potentiels travailleurs que l'employeur peut embaucher (Dupray, Gasquet, 2004).

De leur côté, les résultats pour les composantes cycliques (court terme) confirment la plus grande élasticité de l'emploi des jeunes (par rapport à celui des adultes) en relation autant au

PIB qu'au revenu total. Dans le cas des jeunes, l'élasticité cyclique de l'emploi par rapport au PIB national est beaucoup plus élevée que l'élasticité cyclique par rapport au revenu local (l'importance relative des élasticités change) ; néanmoins cela peut être dû au fait que la variable *Ling\_tot\_aglo* (revenu local) a une variance inférieure à celle du *Lpbi\_sem* (PIB national) et elle affecterait donc les résultats dans une moindre mesure. Chez les adultes, par contre, les deux élasticités sont inférieures à celles obtenues pour la relation à long terme (dans le cas du PIB la relation n'est plus significative).

En d'autres mots, l'emploi des adultes ne répond pas au cycle du PIB et répond très légèrement au cycle du revenu local. Par contre, l'emploi des jeunes répond très élastiquement aux deux indicateurs cycliques de revenu.

Même si leur analyse n'est pas centrale dans ce travail, en observant les variables de contrôle on remarque quelques résultats en particulier. Le taux de change réel (*tcr*) élevé est fortement lié à l'emploi mais uniquement dans le cas des travailleurs adultes et pas dans le cas des jeunes (le coefficient n'est pas significatif ni à court ni à long terme). Une des explications de ce résultat peut se trouver dans l'intensité de l'utilisation d'une force de travail où l'on retrouve plusieurs classes d'âge, dans les secteurs commercialisables et non commercialisables. Les secteurs employant principalement des jeunes sont les services (non commercialisables internationalement), tandis que les adultes se trouveraient plutôt dans les secteurs commercialisables internationalement (industrie).

En effet, la structure sectorielle semble avoir des effets significatifs sur le taux d'emploi des jeunes. La plus grande présence des jeunes dans le secteur de la construction et dans le secteur services, qui se caractérisent typiquement par une forte intensité du travail, ont des effets positifs sur leur taux d'emploi. L'OIT (2005) trouve qu'en Amérique latine le secteur des services est celui qui exhibe la croissance la plus intensive en travail (son élasticité emploi-produit est de 1,04, tandis que pour l'industrie elle est de 0,54, entre 1991 et 2003). Dans le cas de l'Argentine, Beccaria, Esquivel et Mauricio (2005) trouvent, pour des différentes périodes, des élasticités sectorielles élevées dans les services personnels, la construction et le service domestique, des activités où les jeunes se trouvent sur-représentés. La plus forte utilisation de main-d'œuvre dans les branches qui embauchent majoritairement des jeunes est néanmoins compensée par la forte rotation de travail pratiquée par certaines d'entre elles, ce qui pourrait affecter négativement leur taux de chômage et la qualité de leur insertion.

Concernant les hypothèses anticipées dans ce texte, nous trouvons que la mobilité volontaire pendant la période est plus grande pour les jeunes que pour les adultes. Nonobstant, leur basse proportion par rapport au total des chômeurs nous révélerait que la mobilité volontaire n'est pas substantielle pour expliquer le taux de chômage plus élevé des jeunes. Par contre, la prédominance des jeunes chez les entrants sur le marché de travail nous semble remarquable. Parmi les chômeurs, presque 80 % des entrants sur le marché de travail sont des jeunes qui ont entre 15 et 24 ans. Ainsi, ils seraient spécialement touchés pendant les périodes où le rythme des nouvelles embauches diminue. Il faut signaler aussi un taux plus élevé de sortie de l'emploi chez les jeunes que chez les adultes.

Nous pouvons ainsi entrevoir qu'il n'y aurait pas un problème en termes généraux « d'entrée dans l'emploi » des jeunes, mais que, plutôt, leurs taux de chômage plus élevés s'expliqueraient prioritairement du fait qu'ils sont les plus nombreux parmi les nouveaux entrants dans le marché de travail et qu'ils se trouvent parmi les premiers à être licenciés dans les temps de récession.

## BIBLIOGRAPHIE

- BALTAGI B. H., 1995, *Econometric analysis of panel data*, New York: Edit. John Wiley & Sons Ltd.
- BECCARIA L., ESQUIVEL V., MAURICIO R., 2005, *Empleo, salarios y equidad durante la recuperación reciente en Argentina*, Ponencia al 3er Seminario Sobre Mercado de Trabajo e instituciones laborales post-devaluación, IDES.
- BID, 2003, *Programa de capacitación laboral para jóvenes*, Propuesta de préstamo. Washington.
- BLANCHFLOWER D., FREEMAN R., 1998, *Why Youth Unemployment will be Hard to Reduce*, Policy options, Options political.
- CLARK K., SUMMERS L., 1981, "Demographic Differences in Cyclical Employment Variation", *The Journal of Human Resources*, vol. 16.
- CLARK K., SUMMERS L., 1982, The Dynamics of Youth Unemployment, in Freeman, Richard B., David A. Wise (editors), *The Youth Labor Market Problem: Its Nature, Causes, and Consequences*, Series: (NBER-C) National Bureau of Economic Research Conference Report.
- DE FERRANTI D., PERRY, G. *et alii*, 2000, *Securing Our Future in a Global Economy*, Washington, D.C., Banco Mundial, junio, ([http://wbln0018.worldbank.org/lac/car\\_edstrat/secdoclib.nsf](http://wbln0018.worldbank.org/lac/car_edstrat/secdoclib.nsf)).
- DIEZ DE MEDINA R., 2001a, *Jóvenes y empleo en los noventa*. Montevideo: OIT/ CINTERFOR.
- DIEZ DE MEDINA R., 2001b, "El trabajo de los jóvenes en los países del Mercosur y Chile en el fin del siglo", OIT, ETM-Santiago, *Documento de trabajo* n°134.
- DUPRAY A., GASQUET C., 2004, « L'empreinte du contexte régional sur l'insertion professionnelle des jeunes », *Revue Formation-Emploi* n°87, julio-septiembre, Céreq, La documentation Française.
- FONDEUR Y., MINNI C., 1999, « Emploi des jeunes et conjoncture », *Premières Synthèses*, ministère de l'Emploi et de la Solidarité.
- FONDEUR Y., MINNI C., 2004, « L'emploi des jeunes au cœur des dynamiques du marché du travail », *Economie et Statistique*, n° 378-379, pp. 85-104.
- FORGEOT G., GAUTIE J., 1997, « Insertion professionnelle des jeunes et processus de déclassement », *Économie et Statistique*, n° 304-305.
- FREEMAN R., 1982, "Economic determinants of geographic and individual variation in the labor market position of young persons", in Freeman, Richard B., David A. Wise (editors), *The Youth Labor Market Problem: Its Nature, Causes, and Consequences*, Series: (NBER-C) National Bureau of Economic Research Conference Report.
- GUEGANO, LESCURE, TAVERNIER, EVEN, 1994, « Marché du travail et cycle », *Problèmes économiques*, n° 2389.
- HAUSMAN J., 1978, *Specification Tests in Econometrics*, *Econometrica*, vol. 46, n° 6.
- HODRICK R., PRESCOTT E., 1980, "Poswar US business cycles: an empirical investigation", Carnegie-Mellon University, *Discussion Paper* n.441.
- HSIAO C., 1986, *Analysis of panel data*, Cambridge: Cambridge University Press.
- JOHNSON W., 1978, "A Theory of Job Shopping", *The Quarterly Journal of Economics*, MIT Press, vol. 92(2).
- JOVANOVIĆ B., 1979, "Job-Matching and the Theory of Turnover", *Journal of Political Economy*, n° 87: 972-990.
- KAPSOS S., 2005, "The Employment Intensity of Growth: Trends and Macroeconomic Determinants", *Employment Strategy Paper* n° 12, OIT, Geneva.
- LINDBECK A., 1994, "The Welfare State and the Employment Problem", *American Economic Review*, vol. 84, n° 2.

- LINDBECK A., SNOWER D., 1986, "Wage Setting, Unemployment, and Insider-Outsider Relations", *American Economic Review*, vol. 76, n° 2.
- LINDBECK, A., SNOWER D., 1988, *The Insider-Outsider Theory of Employment and Unemployment*, Cambridge: MIT Press.
- MANSUY M., THIREAU V., 2003, "Qué sectores para los principiantes?", *Calificaciones y Empleo* n° 36, Piette/Céreq.
- MTEySS, 2004, *Creación y destrucción de empresas y su impacto en los flujos de empleo. Estimaciones para la Argentina. Período 1995-2003. Industria, comercio y servicios*, Seminario: Crecimiento, estructura productiva y políticas de empleo y formación después de los noventa, agosto.
- NUNZIATA L., 2001, *Labour Market Institutions and the Cyclical Dynamics of Employment*, Nuffield College, University of Oxford.
- O'HIGGINS N., 1997, *The Challenge of Youth Unemployment. Action Programme on Youth Unemployment*, Geneva: ILO.
- OIT, 2000, *Emplear a los jóvenes: promover un crecimiento intensivo en empleo*, Ginebra: Oficina Internacional del Trabajo.
- OIT, 2005, *Trends in the employment intensity of economic growth. Key issues in the labor market*, ILO Employment Trends.
- OSTERMAN P., 1980, *Getting Started: the Youth Labor Market*, Cambridge: MIT Press.
- REES A., 1986, "An essay on Youth Joblessness", *Journal of Economic Literature*, Vol. XXIV.
- SOSA ESCUDERO W., 1999, *Tópicos de Econometría Aplicada*, Mimeo, Universidad Nacional de La Plata.
- SOJO A., 2005, *Pobreza y calidad del crecimiento económico: algunas evidencias de Centroamérica*, Ponencia al X Congreso Internacional del CLAD sobre la Reforma del Estado y de la Administración Pública, Santiago, Chile, Oct.
- VINCENS J., 1997, *L'insertion professionnelle des jeunes. Quelques réflexions théoriques*, Note 247, LIRHE, CNRS.
- WELLER J., 2003, *La Problemática Inserción Laboral de los y las Jóvenes*, CEPAL, Serie Macroeconomía del Desarrollo N° 28, Santiago.
- WELLER J., 2005, *Inserción Laboral de Jóvenes: expectativas, demanda laboral y trayectorias*, Artículo presentado al Seminario "Estrategias educativas y formativas para la inclusión social y productiva". México D F, noviembre.



## ANNEXE 1. DESCRIPTION DES MODÈLES DE DONNÉES EN PANEL

Les données en panel sont des observations faites sur plusieurs agglomérations urbaines pendant plusieurs périodes. C'est-à-dire, elles combinent des données de séries temporelles avec des informations de type transversal. Pour accomplir ce travail, nous avons utilisé la base d'utilisateurs élargie de l'*Enquête permanente auprès des foyers* (« Base de Usuarios Ampliada de la Encuesta Permanente de Hogares », EPH), correspondant à la période 1995-2003, pour vingt-neuf agglomérations urbaines : Grand La Plata, Bahía Blanca, Grand Rosario, Santa Fe et Santo Tome, Paraná, Posadas, Grand Resistencia, Comodoro Rivadavia, Grand Mendoza, Corrientes, Grand Córdoba, Concordia, Formosa, Neuquen et Plottier, Santiago del Estero et La Banda, S.S. de Jujuy et Palpalá, Río Gallegos, Grand Catamarca, Salta, La Rioja, San Luis et el Chorrillo, Grand San Juan, S.M. Tucumán et Tafí Viejo, Santa Rosa et Toay, Ushuaia et Río Grande, ville de Buenos Aires, Grand Buenos Aires, Mar del Plata et Batán et Río Cuarto.

Un des avantages les plus importants de compter sur une base de données en panel, comme celle que nous utilisons dans ce chapitre, est d'y trouver un nombre important d'observations, ce qui augmente le degré de liberté et contribue à améliorer l'efficacité des estimations (voir Hsiao, 1986). Ces méthodes d'estimation ne diffèrent pas significativement de celles qui sont utilisées habituellement (moindres carrés ordinaires et leurs généralisations). L'interprétation des coefficients basiques du modèle ne varie pas non plus. La principale difficulté réside dans l'interprétation des différentes versions du modèle de composants d'erreurs (Sosa Escudero, 1999).

Pourquoi décidons-nous d'utiliser des modèles de données en panel ?

L'utilisation de bases de données longitudinales aide à réduire le biais des coefficients, dérivé de la présence de variables omises. En nous fournissant un outil pour pouvoir contrôler les résultats au moyen de l'Hétérogénéité individuelle non observable (l'HINO, liée à chaque unité de coupe transversale), les estimations en panel minimisent les problèmes de spécification dans les modèles examinés (Baltagi, 1995). Dans notre cas d'analyse, il est bien possible que les différentes agglomérations urbaines considérées exhibent diverses caractéristiques non observables (propres à chacun d'entre elles), qui rendent le problème plus compliqué.

Aussi, les estimations en panel utilisent efficacement les différences des variables explicatives entre différentes unités de coupe transversale pour réduire le problème de la colinéarité dans les modèles utilisant exclusivement des séries de temps.

Il existent au moins trois procédures alternatives pour contrôler les résultats à travers la présence de l'HINO : 1) utiliser l'estimateur d'effets fixes, 2) travailler avec le modèle en premières différences, ou 3) assumer que l'HINO peut être modélisée comme si elle était le résultat de la présence d'effets aléatoires.

Chacune de ces alternatives peut être considérée comme un processus d'estimation en deux étapes. Initialement, les variables impliquées se transforment et, postérieurement, on estime les coefficients d'intérêt, en appliquant des moindres carrés ordinaires au modèle transformé.

Dans le cas de l'estimateur à **effets fixes**, la transformation correspondante consiste à soustraire de chaque variable sa moyenne inter temporelle (pour chaque unité de coupe transversale), tandis que dans le modèle en **premières différences** il faut lui soustraire sa valeur dans la période antérieure. De son côté, la transformation appropriée pour le modèle à

**effets aléatoires** consiste à soustraire de chaque variable une proportion de sa moyenne inter temporelle (par unité de coupe transversale), qui serait déterminée par la composition de la variance totale des résidus (dont les composantes seront la variance des innovations et la variance de l'effet individuel)

Une fois présentées les différentes alternatives de transformation permettant de contrôler la présence de l'HINO, nous devons examiner quelle est la plus appropriée pour notre recherche.

L'estimé en premières différences est très semblable à celui des effets fixes. C'est la raison pour laquelle nous avons décidé de ne pas l'utiliser comme facteur de transformation. Lequel utiliser alors ? Celui à effets fixes ou celui à effets aléatoires ? Pour déterminer empiriquement quel est le plus approprié nous avons employé le test de Hausman (1978).



## ANNEXE 2. STATISTIQUE

### Moyenne d'occupation (logarithme) et écart-type par agglomération. Moyenne période 1995-2003

Agglomérations	Jeunes		Adultes	
	Moyenne	Écart-type	Moyenne	Écart-type
2	10,52	0,10	12,22	0,06
3	9,65	0,13	11,26	0,06
4	11,10	0,09	12,69	0,06
5	9,94	0,08	11,63	0,07
6	9,38	0,11	11,08	0,10
7	9,63	0,09	11,14	0,06
8	9,67	0,11	11,35	0,08
9	9,02	0,07	10,61	0,09
10	10,85	0,12	12,40	0,07
12	9,66	0,13	11,27	0,12
13	11,26	0,10	12,75	0,08
14	8,84	0,10	10,35	0,09
15	9,03	0,16	10,76	0,07
17	9,57	0,13	11,23	0,11
18	9,68	0,10	11,20	0,11
19	9,32	0,26	11,10	0,20
20	8,36	0,09	10,15	0,13
22	9,08	0,13	10,62	0,12
23	10,01	0,14	11,67	0,11
25	9,04	0,12	10,48	0,10
26	9,05	0,10	10,59	0,09
27	9,86	0,13	11,53	0,07
29	10,69	0,18	12,15	0,16
30	8,68	0,12	10,34	0,10
31	8,42	0,12	10,39	0,12
32	12,11	0,09	13,82	0,04
33	13,29	0,09	14,70	0,08
34	10,31	0,11	12,01	0,08
36	9,06	0,12	10,68	0,06

Source : traitement par l'auteur de données de l'EPH.

**Moyenne d'occupation (logarithme) et écart-type par période.  
Moyenne total d'agglomérations urbaines**

<b>Période</b>	Jeunes		Adultes	
	Moyenne	Écart-type	Moyenne	Écart-type
1995h1	9,899	1,298	11,444	1,228
1995h2	9,776	1,137	11,338	1,074
1996h1	9,807	1,157	11,371	1,095
1996h2	9,716	1,115	11,284	1,071
1997h1	9,811	1,113	11,395	1,070
1997h2	9,886	1,115	11,419	1,078
1998h1	9,915	1,109	11,449	1,086
1998h2	9,909	1,105	11,459	1,073
1999h1	9,902	1,102	11,467	1,063
1999h2	9,875	1,125	11,486	1,063
2000h1	9,824	1,116	11,479	1,068
2000h2	9,848	1,111	11,508	1,069
2001h1	9,864	1,072	11,511	1,058
2001h2	9,818	1,087	11,505	1,044
2002h1	9,684	1,086	11,482	1,040
2002h2	9,800	1,099	11,548	1,041
2003h1	9,813	1,087	11,586	1,057

*Source* : traitement par l'auteur de données de l'EPH.

## DERNIERS NUMÉROS PARUS :

téléchargeables à partir du site <http://www.cee-recherche.fr>

- N° 101** *Le modèle Sidre : projeter, en France, les départs à la retraite*  
SAMIA BENALLAH, FRANÇOIS LEGENDRE  
juin 2008
- N° 100** *L'intersectionnalité des rapports sociaux de pouvoir en France : le cas du sexe et de l'origine ethnique*  
FATIMA AIT BEN L MADANI, MARC-ARTHUR DIAYE, MICHAL W. URDANIVIA  
juin 2008
- N° 99** *Les zones urbaines sensibles en Île-de-France : typologie des tensions territoriales*  
YANNICK L'HORTY, FLORENT SARI  
mai 2008
- N° 98** *Flexibilité interne et flexibilité externe : complémentarité, substitution et impact des 35 heures*  
MATTHIEU BUNEL  
avril 2008
- N°97-1 à 97-22** *Sortir du chômage en Alsace, Aquitaine, Auvergne... Rhône-Alpes [22 analyses régionales]*  
EMMANUEL DUGUET, YANNICK L'HORTY, FLORENT SARI, avec J. BOUGARD, L. GOUPIL, A. WISSLER  
avril 2008
- N°96-2** *Importance and Meaning of Work in Europe: a French Singularity*  
LUCIE DAVOINE, DOMINIQUE MEDA  
février 2008
- N°96-1** *Place et sens du travail en Europe : une singularité française ?*  
LUCIE DAVOINE, DOMINIQUE MEDA  
février 2008
- N° 95** *Recours aux aides professionnelles et mobilisation familiale. La prise en charge des personnes souffrant de troubles du comportement et de la mémoire repose-t-elle sur des configurations d'aide spécifiques ?*  
OLIVIER BAGUELIN, AGNES GRAMAIN  
janvier 2008
- N° 94** *Diversité des modes de conciliation entre vie professionnelle et vie familiale pour les mères de jeunes enfants*  
CORINNE PERRAUDIN, MURIEL PUCCI  
décembre 2007
- N° 93** *Intensité du travail et trajectoire professionnelle : le travail intense est-il soutenable ?*  
Thomas Amossé, Michel Gollac  
septembre 2007