

# Migrations de la main-d'œuvre et dynamique du chômage

Manon DOMINGUES DOS SANTOS\*

**RÉSUMÉ.** – Le but de cet article est d'étudier les migrations de la main-d'œuvre et la dynamique du chômage lorsque les marchés locaux du travail ne sont pas concurrentiels. Dans un cadre dynamique, on considère deux régions où les salaires sont négociés localement. Ces régions se distinguent par la taille de leur population active, la productivité du travail, le niveau des allocations de chômage et celui de la rente foncière. On montre qu'à long terme la mobilité de la main-d'œuvre n'affecte pas les taux de chômage locaux, mais peut modifier le niveau général du chômage. A court terme, la mobilité de la main-d'œuvre peut induire un sur-ajustement du taux de chômage de la région d'immigration et un sous-ajustement du taux de chômage de la région d'émigration.

---

## Migration and Unemployment Dynamics

**ABSTRACT.** – The aim of this paper is to study the impact of labour migration on unemployment dynamics when labour markets are non competitive. We consider a dynamic model with two regions where wages are locally negotiated at the firm level. We show that, in the long run, labour migration does not affect local unemployment rates but may modify the general level of unemployment. In the short run, labour migration between regions are likely to affect local unemployment rates. It may induce, momentarily, an increase in the unemployment rate of the immigration region and a decrease in the unemployment rate of the emigration region.

---

\* M. DOMINGUES DOS SANTOS : EUREQUA, Université Paris 1, Panthéon, Sorbonne. Je remercie P. CAHUC, A. PERROT, F. POSTEL-VINAY et A. ZYLBERBERG ainsi qu'un rapporteur anonyme pour leurs précieux conseils. Je reste toutefois seule responsable des omissions et erreurs qui subsistent.

# 1 Introduction

---

La vocation première de la Communauté européenne est de créer un marché unique, à l'échelle des pays membres, pour les biens et les facteurs de production. Si l'on en croit les enseignements des modèles néoclassiques, la mobilité du capital et des travailleurs devrait induire une harmonisation des rémunérations et des coûts au sein de la Communauté et ainsi, à terme, des taux de chômage (voir, par exemple, LENOIR, 1994). Toutefois, bien que certains accords manifestent une volonté d'harmoniser les législations nationales, l'unification européenne en matière de droit du travail notamment (droit syndical, sécurité sociale, formation...) reste à ce jour très limitée. Lorsque les agents choisissent leur localisation, ils arbitrent donc entre des régions qui peuvent différer quant à leur mode de détermination des salaires, leurs prestations sociales en plus de leur productivité et des opportunités d'emploi qu'elles proposent. Par ailleurs, les décisions de migration ne dépendent pas du seul niveau des rémunérations. Outre les conditions qui prévalent sur les marchés régionaux du travail, les travailleurs prennent également en compte, lors de leur choix de localisation, les biens locaux spécifiques, tels que les biens publics locaux, les aménités régionales et le niveau des loyers. Ainsi, d'une part, la présence d'idiosyncrasies régionales, engendrant des rigidités locales structurelles et spécifiques, peut remettre en cause le processus de convergence des taux de chômage locaux. D'autre part, si l'on considère l'ensemble de ces spécificités régionales, il n'est pas évident que les agents préfèrent se localiser dans la région où le taux de chômage est le plus faible : une région où le taux de chômage est relativement élevé peut en effet offrir, par exemple, un salaire élevé, des prestations sociales généreuses ou de faibles loyers. L'impact de la mobilité de la main-d'œuvre sur le niveau général du chômage reste donc à déterminer.

Le but de cet article est de déterminer, dans un cadre dynamique, l'impact de la mobilité de la main-d'œuvre sur les taux de chômage locaux et sur le niveau général du chômage lorsque les salaires sont négociés localement et que les marchés du capital et des biens des régions considérées sont parfaitement intégrés et concurrentiels. On suppose, en outre, que ces régions exhibent des caractéristiques spécifiques.

Les travaux s'intéressant aux mouvements migratoires de la main-d'œuvre dans un cadre de sous-emploi se sont largement développés depuis l'article fondateur d'HARRIS et TODARO [1970]. Conformément à HARRIS et TODARO, une part majeure de ce courant considère une économie duale. Dans une région, implicitement supposée région d'émigration, le salaire est déterminé de façon concurrentielle. Dans l'autre région, implicitement supposée région d'immigration, le salaire est déterminé de façon non concurrentielle. La présence de sous-emploi y est expliquée par la rigidité à la baisse du salaire, imputable à l'existence d'un salaire minimum exogène (HARRIS et TODARO [1970]), de négociations salariales (CALVO [1978]; SCHMIDT, STILZ et ZIMMERMANN [1994]), de coûts de rotation de la main-d'œuvre (STIGLITZ [1974]), ou de risque moral (BULOW et SUMMERS [1986]; PERROT et

ZYLBERBERG [1989]). Lorsque la main-d'œuvre est parfaitement mobile, les agents choisissent rationnellement de se localiser dans la région qui leur assure l'espérance d'utilité la plus élevée. Comme il est généralement supposé que les agents maximisent leur espérance de rémunération lors du choix de leur localisation, à l'équilibre migratoire, le salaire de la première région est égal à la rémunération espérée dans la seconde. A l'équilibre, le différentiel de rémunérations est donc compensé par le différentiel d'opportunités d'emploi. Ainsi, il existe une corrélation positive entre salaire et taux de chômage locaux : le taux de chômage est plus élevé dans la région où le salaire est élevé. Si ce cadre d'analyse semble approprié à l'étude des mouvements migratoires entre région rurale et région urbaine ou entre pays en voie de développement et pays développé, il paraît moins adapté à celle de mouvements migratoires entre deux régions d'un pays développé ou deux pays de la Communauté Européenne, par exemple. En effet, dans ces cas, aucun des marchés locaux du travail n'est, de fait, concurrentiel. Dans ce cadre, les conclusions principales du modèle d'Harris et Todaro demeurent toutefois : à l'équilibre migratoire, le différentiel de rémunérations compense le différentiel d'opportunités d'emploi et il existe une corrélation positive entre taux de chômage et salaire locaux (DOMINGUES DOS SANTOS [1998]).

Deux constats empiriques ont récemment remis partiellement en cause la validité de cette approche.

En premier lieu, l'observation de différentiels de rémunérations espérées persistants entre régions suscite une controverse sur la portée réelle de ces modèles. D'un côté (voir, par exemple, GREENWOOD [1985]), certains expliquent cette persistance par le fait que l'équilibre migratoire n'est pas encore atteint. De l'autre côté, certains auteurs (voir, par exemple, KNAPP et GRAVES [1989]) suggèrent que ces différentiels peuvent subsister à l'équilibre si certaines spécificités locales (biens publics locaux, aménités pures ou niveau de la rente foncière) sont prises en compte. En effet, ce serait l'assimilation de l'espérance d'utilité à l'espérance de rémunération qui expliquerait l'inaptitude des modèles de migration à la Harris et Todaro à expliquer la persistance de différentiels de taux de chômage, de salaires mais surtout de rémunérations espérées à l'équilibre.

En second lieu, ces modèles concluent à l'existence d'une corrélation positive entre taux de chômage et salaires locaux. Or, récemment, BLANCHFLOWER et OSWALD [1995] ont étudié les corrélations entre salaire et taux de chômage locaux. Ils considèrent des régions pouvant se distinguer par leurs biens publics locaux, leurs aménités pures, le niveau de la productivité du travail ou encore le niveau des prestations chômage. Ils concluent à l'existence d'une « courbe de salaire » traduisant une corrélation négative entre taux de chômage et salaire régionaux. De plus, ils montrent que cette « courbe de salaire » peut être engendrée dans un cadre de risque moral, de contrats implicites ou de négociations salariales. Toutefois ils n'étudient pas les dynamiques transitoires des migrations et du chômage.

Cet article propose une formalisation, reposant sur des comportements micro économiques inter temporels, qui permet de donner des fondements théoriques à l'observation de différentiels de rémunérations inter-régionaux persistants, ainsi qu'à la relation empirique négative entre taux de chômage et salaires locaux, mise en évidence par BLANCHFLOWER et OSWALD [1995]. S'inscrivant dans la lignée des travaux de PISSARIDES [1990], LAYARD *et alii*

[1991] et CAHUC et ZYLBERBERG [1996, 1998], cet article s'en démarque en considérant deux régions pouvant être hétérogènes aussi bien au niveau des conditions qui prévalent sur leur marché du travail, qu'au niveau de la situation de leur marché foncier ou encore de la générosité de leurs prestations sociales. En outre, les travailleurs choisissent rationnellement leur localisation entre ces deux régions, compte tenu des coûts migratoires. Plus précisément, on considère deux régions au sein desquelles les salaires sont négociés. Les régions se distinguent par la taille de leur population active, la productivité du travail, le niveau des allocations de chômage ainsi que celui de la rente foncière. Il est montré qu'à terme, la négociation décentralisée des salaires peut induire, à l'équilibre, une persistance des différentiels de taux de chômage, de salaires, mais également de rémunérations espérées. En effet, *ceteris paribus*, si l'espérance de rémunération est plus élevée dans une région, les agents sont incités à s'y localiser. *In fine*, c'est la pression à la hausse qui s'exerce sur la rente foncière de la région d'accueil et la pression symétrique à la baisse sur la rente foncière de la région de départ qui compensent, en terme d'utilité, ce différentiel. De plus, l'analyse dynamique met en évidence à court terme une augmentation du taux de chômage de la région d'accueil et une diminution du taux de chômage de la région de départ par rapport à leur niveau d'équilibre stationnaire.

Le modèle est présenté en section 2. L'équilibre sans migration et sa dynamique transitoire sont étudiés en section 3. Finalement, la section 4 analyse l'équilibre avec migrations et sa dynamique transitoire.

## 2 Le modèle

---

On considère une économie composée de deux types d'agents : les capitalistes et les travailleurs. Les capitalistes possèdent les entreprises et la terre. Les entreprises produisent un bien unique homogène qui peut être consommé, investi sur le marché financier, afin de financer les investissements, ou utilisé pour la construction de logements. Chaque travailleur consomme ce bien, offre une unité de travail et verse un loyer à son propriétaire foncier. Cependant, les travailleurs ne peuvent pas emprunter sur le marché financier<sup>1</sup>.

La population active, composée de  $N$  travailleurs, se répartit entre deux régions. Quand la main-d'œuvre est immobile, le niveau de la population active de la région  $i$  est fixé à  $\bar{N}^i$ . Lorsque les agents choisissent librement leur localisation, le niveau des populations locales est déterminé de façon endogène.

---

1. Cette hypothèse simplificatrice revient à considérer le cas polaire où les travailleurs ne peuvent pas s'assurer contre les fluctuations de leur revenu.

La population de la région  $i$  à la période  $t$ , notée  $N_t^i$ , se décompose, de façon endogène, en  $L_t^i$  employés et  $U_t^i$  chômeurs. A chaque période, on aura donc :

$$\begin{aligned} N &= N_t^1 + N_t^2 \\ L_t &= L_t^1 + L_t^2 \\ U_t &= U_t^1 + U_t^2 \\ N_t^i &= U_t^i + L_t^i, i = 1, 2 \end{aligned}$$

où : •  $N_t^i$  est égal à  $\bar{N}^i$  quand la main-d'œuvre est immobile et endogène sinon.

Les agents économiques sont supposés former des anticipations rationnelles sur un horizon de vie infini, le temps se déroulant de façon discrète. Le taux d'escompte sera noté  $\delta \in ]0, 1[$ . Pour simplifier l'analyse, les agents sont supposés neutres vis-à-vis du risque.

Le marché du bien est supposé parfaitement intégré et concurrentiel. Les deux régions produisent un bien homogène, dont le prix est normé à l'unité. Ce bien est produit, dans chaque région, en quantité  $y_t^i$ , par une entreprise représentative à l'aide de la technologie suivante :

$$(1) \quad y_t^i = (\theta^i l_t^i)^\alpha k_t^{i1-\alpha}, \alpha \in ]0, 1[$$

où : •  $l_t^i$  est la quantité de travail utilisée par cette entreprise

•  $k_t^i$  est le stock de capital utilisé par cette entreprise

•  $\theta_i > 0$  est un paramètre reflétant la productivité du travail dans la région  $i$ .

Le marché financier mondial est supposé parfaitement intégré et concurrentiel. On suppose, de plus, que le marché financier de l'économie étudiée est de taille négligeable par rapport au marché mondial. Ainsi, on peut considérer le taux d'intérêt, noté  $p$  comme une variable exogène. Enfin, il convient de rappeler que seuls les capitalistes ont accès à ce marché.

Les agents localisés dans la région  $i$  doivent verser un loyer, noté  $R_t^i$ , aux propriétaires fonciers. Par souci de simplification, chaque agent est supposé louer un logement et tous les logements sont supposés identiques. Les propriétaires fonciers doivent, quant à eux, payer la construction et l'entretien des logements. Pour simplifier la résolution analytique, le taux de dépréciation des logements est égal à un. Les coûts de construction et d'entretien sont supposés augmenter avec le nombre total de logements dans la région, noté  $F_t^i$ . A titre d'exemple, si on considère que tous les logements ont une surface identique, pour une superficie donnée de la région considérée, plus on construit de logements, plus on doit construire en hauteur. Les normes de sécurité sont alors susceptibles d'induire une croissance des coûts de construction et d'entretien. En pratique, d'autres effets de congestion peuvent se traduire par une relation croissante entre le coût des logements et la taille de la population (FUJITA [1989]). Pour simplifier, les coûts de construction et de maintenance sont supposés linéaires par rapport au nombre total de logements. Le coût unitaire de construction et d'entretien d'un logement dans la région  $i$  si le nombre total de logements dans cette région est égal à  $F_t^i$  est donné par :

$$C(F_t^i) = c^i F_t^i, c^i > 0$$

A l'équilibre de libre entrée sur le marché du logement, le rendement sur ce marché est égal à celui du marché financier. En effet, dans le cas contraire, les capitalistes n'investiraient pas rationnellement sur le marché où le rendement serait le plus faible. La condition d'arbitrage s'écrit donc :

$$\frac{R_t^i - c^i F_t^i}{c^i F_t^i} = \rho$$

De plus, à l'équilibre sur le marché du logement, la demande de logement est égal à l'offre, soit :  $N_t^i = F_t^i$ .

Ainsi, le loyer de la région  $i$  à la période  $t$  à l'équilibre sur le marché du logement est :

$$R_t^i = r^i N_t^i, \text{ avec : } r^i = (1 + \rho)c^i$$

Le loyer de la région  $i$  est donc une fonction croissante de la taille de la population,  $N_t^i$ , et du paramètre  $r^i$ . Ce paramètre reflète l'influence du taux d'intérêt et de la technologie de construction sur le niveau du loyer. Il faut ici noter que cette relation croissante entre loyer et taille de la population pourrait être justifiée par d'autres modèles. Si l'on se réfère, par exemple, aux modèles d'économie spatiale (FUJITA [1989] ; ZENOU et SMITH [1995]) qui prennent en compte les coûts de transport au centre ville en sus du loyer directement versé aux propriétaires fonciers, le niveau de la rente foncière « généralisée » est également une fonction croissante de la taille de la population.

Les agents étant neutres vis-à-vis du risque, leur utilité instantanée est égale à la rémunération qu'ils perçoivent nette du loyer dont ils doivent s'acquitter. Ainsi, *a priori*, leur satisfaction décroît avec la taille de la population régionale. Finalement, l'impact du loyer sur la satisfaction des agents peut être assimilé à celui d'une externalité de congestion.

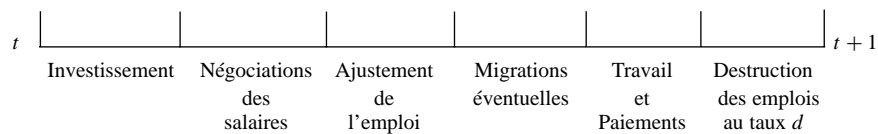
La chronologie du modèle est la suivante. Au début de chaque période  $t$ , les entreprises déterminent leur niveau d'investissement. Puis, pour un stock de capital donné, les salaires sont négociés au sein de chaque entreprise entre l'entrepreneur et un syndicat représentant les employés. Bien que certains pays européens affichent des différences marquées quant aux taux de couverture des conventions collectives<sup>2</sup>, taux pouvant approximer le pouvoir de négociation des syndicats, nous supposons ici, pour simplifier, que la distribution des pouvoirs de négociation entre syndicat et employeur est identique dans les deux régions<sup>3</sup>. Conformément aux modèles de droit à gérer (NICKELL et ANDREWS [1983]), pour un salaire négocié donné, les entreprises ajustent ensuite l'emploi. Les agents de la région  $i$  n'ayant pas d'emploi ont alors une probabilité endogène, notée  $s_t^i$ , de trouver un emploi dans cette région au cours de la période. Ainsi, le taux de sortie du chômage peut varier entre les régions et au cours du temps. Lorsque la main-d'œuvre est immobile, les agents n'ayant pas trouvé d'emploi dans leur région d'origine y sont

2. En effet, si le taux de couverture moyen des conventions collectives au sein de la Communauté est de 78 %, ce taux s'élève à 92 % en France, à 90 % en Allemagne alors qu'il n'est que de 47 % au Royaume-Uni.

3. Pour une analyse approfondie de l'impact d'une distribution différente des pouvoirs de négociation sur les taux de chômage régionaux à l'équilibre migratoire de long terme, voir Domingues Dos Santos, 1998.

chômeurs et reçoivent une allocation  $z^i$ . Les montants des allocations de chômage peuvent donc différer entre les deux régions. Il convient, en effet, de noter que l'indicateur synthétique des droits à prestation des chômeurs de l'OCDE montre certaines divergences nationales au sein de la Communauté : de 2 en Italie, cet indicateur s'élève à 25 en France et à 30 en Allemagne. Les employés, quant à eux, reçoivent le salaire négocié. Lorsque la main-d'œuvre est mobile, les agents choisissent rationnellement de se localiser dans la région qui leur assure l'espérance d'utilité la plus élevée. Ils choisissent donc, soit de rester dans leur région d'origine, soit de migrer dans l'autre région et d'y être chômeur. A la fin de chaque période, les emplois des deux régions sont détruits à un taux exogène constant, noté  $d$ <sup>4</sup>.

La chronologie du modèle peut être représentée par le tableau suivant :



Les régions peuvent donc se distinguer par le niveau de leur population active,  $N_t^i$ , la productivité du travail,  $\theta^i$ , le taux de rente,  $r^i$ , et le niveau des allocations de chômage,  $z^i$ .

Nous allons à présent définir l'équilibre de cette économie lorsque la main-d'œuvre est immobile entre les régions.

### 3 Equilibre sans migration

---

La résolution de l'équilibre est effectuée par induction à rebours. Conformément à la chronologie des décisions exposée, nous allons, tout d'abord, déterminer la demande optimale de travail des entreprises étant donné le stock de capital et le salaire négocié, puis, expliciter le résultat des négociations, compte tenu du stock de capital prédéterminé, et enfin, définir le niveau de l'investissement optimal des entreprises.

#### 3.1. Demande de travail des entreprises

Conformément au modèle de droit à gérer, à chaque période, pour un salaire négocié donné, les entreprises déterminent leur demande de travail de façon à maximiser leur espérance de profit. Etant donné le stock de capital

---

4. Cette hypothèse simplificatrice d'un taux de destruction des emplois exogène est commune à la plupart des travaux du courant de la littérature dans lequel cet article se situe. Supposer, à l'instar de MORTENSEN et PISSARIDES [1994], que les emplois sont détruits par un choc idiosyncrasique touchant chaque entreprise ne modifierait pas les résultats avancés.

prédéterminé,  $k_t^i$ , et le salaire négocié,  $w_t^i$ , la demande de travail de l'entreprise représentative vérifie donc :

$$l_t^i \in \text{Arg max}_{\{l_t^i\}} : \prod_t = \sum_{\tau=0}^{\infty} \frac{[y_{t+\tau}^i - w_{t+\tau}^i l_{t+\tau}^i - I_{t+\tau}^i]}{(1 + \rho)^\tau}$$

$$\text{s.c : } y_{t+\tau}^i = (\theta^i l_{t+\tau}^i)^\alpha k_{t+\tau}^{i \cdot 1-\alpha}$$

En absence de coûts d'ajustement, d'après la condition de premier ordre de ce programme :

$$(2) \quad l_t^i = k_t^i \theta^i \frac{\alpha}{w_t^i} \left( \frac{\alpha}{w_t^i} \right)^{\frac{1}{1-\alpha}}$$

La demande de travail des entreprises est donc une fonction croissante du stock de capital et décroissante du salaire négocié.

### 3.2. Négociations salariales

Au début de chaque période, le salaire est négocié<sup>5</sup> au sein de chaque entreprise entre l'entrepreneur et un syndicat représentant les salariés, chaque entreprise et chaque syndicat ayant, par ailleurs, un poids nul, à l'échelle régionale, tant sur le marché des biens que sur le marché du travail. Conformément au critère de Nash généralisé, le résultat des négociations s'obtient en maximisant le produit des espérances d'utilité des deux parties nettes de l'espérance d'utilité qu'elles auraient si les négociations échouaient. Afin de pouvoir déterminer le résultat des négociations, il convient, tout d'abord, d'explicitier les objectifs des travailleurs.

#### *Objectifs des travailleurs*

Au cours de la période  $t$  un travailleur peut être employé dans une entreprise, gréviste lorsque les négociations échouent, ou chômeur.

Les employés de l'entreprise considérée pour la région  $i$  reçoivent, au cours de la période  $t$ , un salaire  $w_t^i$ . A la fin de cette période, ils ont une probabilité  $d$  de voir leur emploi détruit, et restent, dans le cas contraire, employés de cette entreprise<sup>6</sup>. Si leur emploi est détruit, ils ont une probabilité  $s_{t+1}^i$  de retrouver un emploi au cours de la période  $t + 1$  et une probabilité complémentaire de devenir chômeur.

L'espérance d'utilité d'un employé peut donc s'écrire :

$$(3) \quad E_t^i = w_t^i - r^i N_t^i + \delta \left[ d(s_{t+1}^i \bar{E}_{t+1}^i + (1 - s_{t+1}^i) C_{t+1}^i) + (1 - d) E_{t+1}^i \right]$$

5. Supposer que les négociations peuvent porter sur plusieurs périodes poserait un problème de cohérence inter temporelle : les salariés auraient intérêt à s'engager sur un salaire bas afin de favoriser l'investissement de l'entreprise puis à renégocier leur rémunération à la hausse (GROUT, 1984 ; MALCOMSON, 1997).

6. Cette proposition ne peut être vérifiée que si le nombre de salariés de l'entreprise à la période  $t$ ,  $l_t^i$ , est au moins égal au nombre de salariés de l'entreprise à la fin de la période  $t - 1$ ,  $(1 - d)l_{t-1}^i$ , soit :  $l_t^i \geq (1 - d)l_{t-1}^i$ . Par souci de simplification, nous nous situerons toujours au voisinage de l'équilibre stationnaire où cette inégalité est alors vérifiée.



- où :
- $E_t^i$  représente l'espérance d'utilité d'un employé de l'entreprise représentative de la région  $i$  à la période  $t$
  - $C_{t+1}^i$  représente l'espérance d'utilité d'un chômeur de la région  $i$  à la période  $t + 1$
  - $\bar{E}_{t+1}^i$  représente l'espérance d'utilité d'un employé rémunéré au salaire moyen de la région  $i$  à la période  $t + 1$ .

Si les négociations échouent, les contrats de travail sont annulés. On suppose alors que les travailleurs cherchent un nouvel emploi. Ils ont donc une probabilité  $s_t^i$  de retrouver un emploi et une probabilité complémentaire de devenir chômeur (CAHUC et ZYLBERBERG [1996]).

L'espérance d'utilité d'un travailleur lorsque les négociations échouent peut donc s'écrire :

$$(4) \quad G_t^i = s_t^i \bar{E}_t^i + (1 - s_t^i) C_t^i$$

- où :
- $G_t^i$  représente l'espérance d'utilité d'un travailleur lorsque les négociations échouent, de la région  $i$ , à la période  $t$ .

Les chômeurs reçoivent une allocation  $z^i$ . A la période  $t + 1$ , ils ont une probabilité  $s_{t+1}^i$  de trouver un emploi et une probabilité complémentaire de demeurer chômeur.

L'espérance d'utilité d'un chômeur peut donc s'écrire :

$$(5) \quad C_t^i = z^i - r^i N_t^i + \delta \left[ s_{t+1}^i \bar{E}_{t+1}^i + (1 - s_{t+1}^i) C_{t+1}^i \right]$$

#### *Solution des négociations salariales*

Le résultat des négociations s'obtient en maximisant le produit pondéré des pouvoirs de négociation respectifs de l'espérance d'utilité des deux parties nette de l'espérance d'utilité qu'elles auraient si les négociations échouaient.

La contribution au programme de Nash du syndicat qui cherche à maximiser l'espérance d'utilité des salariés est donc représentée par le différentiel entre l'espérance d'utilité d'un employé (cf. (3)) et celle d'un travailleur lorsque les négociations échouent (cf. (4)).

La contribution de l'entreprise est représentée par la différence entre son espérance de profit si les négociations aboutissent et son espérance de profit si les négociations échouent. Si les négociations aboutissent, l'entreprise, qui a préalablement investi, ajuste l'emploi à sa demande optimale pour le salaire négocié ((2)). Son profit instantané est alors égal à sa production optimale nette des coûts salariaux et des coûts d'investissement. Si les négociations échouent, l'entreprise ne produit rien au cours de la période et ne paie aucun salaire. Son profit instantané est alors égal aux coûts d'investissement. Toutefois, l'entreprise perdurant, que les négociations de la période courante aboutissent ou échouent, son espérance de profit est la même dans les deux cas. Ainsi, la perte de profit en cas de rupture des négociations,  $\pi_t^i$ , est égale à la production optimale de la période nette de la rémunération des salariés. D'après l'équation (2), on a donc :

$$(6) \quad \pi_t^i = \alpha^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} (1 - \alpha) \left( \frac{\theta^i}{w_t^i} \right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} k_t^i$$

Ainsi, d'après les équations (3), (4) et (6), le salaire négocié vérifie :

$$\omega_t^i = \text{Arg max}_{w_t^i} \left[ (E_t^i - G_t^i)^n (\pi_t^i)^{1-n} \right]$$

où :  $n \in ]0, 1[$  représente le pouvoir de négociation des employés.

D'après les équations (3), (4), (6) et la condition du premier ordre du programme de négociation, le salaire négocié satisfait <sup>7</sup> :

$$(7) \quad \omega_t^i = \frac{E_t^i - G_t^i}{\mu} \quad \text{où : } \mu = \frac{1 - \alpha}{\alpha} \frac{n}{1 - n}$$

Le salaire négocié est tel que le différentiel entre l'espérance d'utilité d'un employé et celle d'un travailleur lorsque les négociations échouent relatif au salaire soit constant au cours du temps et croissant par rapport au pouvoir de négociation des employés.

D'après les équations (3)-(5), l'équation (7) déterminant le résultat des négociations salariales peut se réécrire de la façon suivante :

$$(8) \quad \omega_t^i = \frac{1}{1 - \mu} \left[ \frac{s_t^i}{1 - s_t^i} \mu \bar{\omega}_t^i + z^i - \delta(1 - d)\mu\omega_{t+1}^i \right]$$

Le salaire négocié au sein de l'entreprise représentative de la région  $i$  dépend donc de façon croissante du salaire moyen et du taux de sortie du chômage courants dans cette région. Une augmentation de ces variables améliore en effet les opportunités extérieures des employés et exerce donc une pression à la hausse sur les salaires lors des négociations. En revanche, il décroît avec le salaire anticipé pour la période suivante. Les employés sont prêts à accepter un salaire courant moindre lorsqu'ils anticipent une augmentation future de celui-ci.

### 3.3. Détermination du stock de capital

On suppose que le capital se déprécie à chaque période au taux  $\kappa \in ]0, 1[$  et que l'investissement courant est directement opérationnel. Ainsi, le stock de capital évolue-t-il selon la suite récurrente suivante :

$$(9) \quad k_t^i = (1 - \kappa)k_{t-1}^i + I_t^i$$

Au début de chaque période, l'entreprise détermine donc la séquence de ses investissements optimaux présents et futurs,  $\{I_{t+\tau}^i\}_{t \geq 0}$ , de façon à maximiser son profit espéré, à savoir la somme actualisée de ses profits instantanés parfaitement anticipés, définis par (6), nets des coûts d'investissement.

---

7.  $\alpha > n$  assure que les conditions du second ordre sont vérifiées.

D'après les équations (6) et (9), la séquence des investissements optimaux est donc telle que :

$$\begin{aligned} \{I_{t+\tau}^i\}_{t \geq 0} &\in \text{Arg max}_{\{I_{t+\tau}^i\}_{t \geq 0}} : \Pi_t^i = \sum_{\tau=0}^{\infty} \frac{[\pi_{t+\tau}^i - I_{t+\tau}^i]}{(1+\rho)^\tau} \\ \text{s.c.} : \pi_{t+\tau}^i &= \alpha^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} (1-\alpha) \left( \frac{\theta^i}{\omega_{t+\tau}^i} \right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} k_{t+\tau}^i \\ \text{s.c.} : k_{t+\tau}^i &= (1-\kappa)k_{t+\tau-1}^i + I_{t+\tau}^i \end{aligned}$$

D'après le programme ci-dessus, la dérivée de l'espérance de profit de l'entreprise à la date  $t$  par rapport à son stock de capital de la période  $t + \tau$  s'écrit :

$$\forall \tau \geq 0, \frac{\partial \Pi_t^i}{\partial k_{t+\tau}^i} = \frac{1}{(1+\rho)^\tau} \left( \alpha^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} (1-\alpha) \left( \frac{\theta^i}{\omega_{t+\tau}^i} \right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} - 1 \right) + \frac{1-\kappa}{(1+\rho)^{\tau+1}}$$

Trois cas de figure peuvent être envisagés. Si le salaire en  $t + \tau$  est tel que la dérivée du profit espéré est positive, la demande de capital de l'entreprise pour cette période tend alors vers l'infini. En revanche, si cette dérivée est négative, cette demande est nulle. Enfin, si cette dérivée est nulle, la demande de capital est indéterminée. D'après ces conditions déterminant le comportement d'investissement optimal pour l'entreprise et l'équation (2) déterminant sa demande de travail optimale étant donné le stock de capital qui en résulte, on en déduit qu'*in fine* la demande de travail optimale de l'entreprise est telle que :

$$(10) \quad \forall \tau \geq 0 \begin{cases} \text{si } \omega_{t+\tau}^i < \gamma \theta^i \text{ alors } l_{t+\tau}^i \rightarrow \infty \\ \text{si } \omega_{t+\tau}^i > \gamma \theta^i \text{ alors } l_{t+\tau}^i = 0 \\ \text{si } \omega_{t+\tau}^i = \gamma \theta^i \text{ alors } l_{t+\tau}^i \in [0, \infty[ \end{cases}$$

$$\text{avec : } \gamma = \alpha \left( \frac{(1-\alpha)(1+\rho)}{\kappa + \rho} \right)^{\frac{1-\alpha}{\alpha}}$$

La demande de travail de l'entreprise représentative de la région  $i$  est donc infiniment élastique au salaire  $\gamma \theta^i$ .

Nous allons à présent définir l'équilibre sans migration de l'économie considérée.

### 3.4. Equilibre sans migration

Les salaires et les taux de sortie du chômage d'équilibre, puis les taux de chômage d'équilibre sont successivement déterminés.

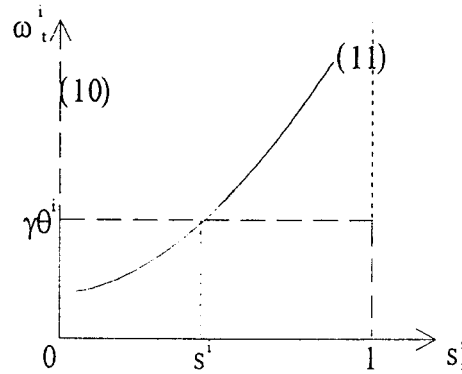
#### *Salaires et taux de sortie du chômage d'équilibre*

A chaque période et dans chaque région, le salaire et le taux de sortie du chômage d'équilibre sont déterminés par la confrontation du résultat des négociations salariales donné par (8) et de la demande de travail des entreprises donnée par (10).

Raisonnons tout d'abord à anticipations données, en nous limitant à l'examen de l'équilibre symétrique tel que :  $\omega_t^i = \bar{\omega}_t^i$ . D'après le résultat des négociations salariales (8), à l'équilibre symétrique, on a donc :

$$(11) \quad \omega_t^i = \frac{1 - s_t^i}{1 - \mu - s_t^i} (z^i - \delta(1 - d)\mu\omega_{t+1}^i)$$

D'après le résultat des négociations salariales, le salaire courant augmente donc avec le taux de sortie du chômage courant et diminue avec les anticipations de salaire, sous réserve que les anticipations de salaires sont telles que  $\omega_{t+1}^i < \frac{z^i}{\delta(1-d)\mu}$ . Sous cette condition<sup>8</sup>, à chaque période, le salaire et le taux de sortie du chômage courants sont déterminés par les équations (10) et (11) représentées par le graphique suivant :



Pour tout salaire anticipé vérifiant  $\omega_{t+1}^i < \frac{z^i}{\delta(1-d)\mu}$ , à chaque période  $t$ , d'après (10) et (11), le salaire d'équilibre symétrique est tel que :

$$(12) \quad \forall t: \omega_t^i = \omega^i = \gamma\theta^i$$

Tous les employés de la région considérée perçoivent donc un salaire identique, constant au cours du temps et proportionnel à la productivité du travail reflétée par le paramètre  $\theta_i$ . En effet, *ceteris paribus*, une augmentation de la productivité du travail induit une croissance de la demande de travail des entreprises qui se traduit par une pression à la hausse sur le salaire. Comme dans tous les modèles à rendements constants, le salaire est indépendant du pouvoir de négociation des salariés et du niveau de la population active. Il convient toutefois de nuancer ces résultats en notant que certains travaux empiriques mettent en évidence un impact positif du taux de syndicalisation, considéré comme une approximation du pouvoir de négociation des salariés, sur le niveau des salaires (MANNING [1993]). Ainsi, le taux de marge moyen sur les salaires entre établissements syndiqués et non syndiqués est-il estimé à 10 % au Royaume-Uni (STEWART [1983]), alors qu'il ne s'élèverait qu'à 4,4 % pour les travailleurs non qualifiés et à 7,5 % pour les travailleurs qualifiés en Italie (DELL ARINGA et LUCIFORA [1992]).

8. On suppose en outre que  $\theta^i > \frac{z^i}{\gamma(1 - (1 - \delta(1 - d))\mu)}$ , cette hypothèse et la condition susmentionnée assurant, d'après (10) et (11), que le taux de sortie du chômage soit strictement compris entre 0 et 1.

D'après (12), les anticipations étant parfaites, à chaque période  $t$ , le salaire anticipé pour la période à venir est donc égal  $\gamma\theta^i$ . Ainsi, lorsque les anticipations sont parfaites, d'après (10) et (11), à chaque période, le taux de sortie du chômage est tel que :

$$(13) \quad s_t^i = \frac{(1 - (1 - \delta(1 - d))\mu)\omega^i - z^i}{(1 + \delta(1 - d)\mu)\omega^i - z^i} = s^i \text{ avec: } \omega^i = \gamma\theta^i$$

Le taux de sortie du chômage est constant au cours du temps et indépendant du niveau de la population active. Il croît avec la productivité du travail. En effet, une augmentation de la productivité du travail accroît la demande de travail des entreprises, ce qui induit une pression à la hausse sur le salaire et sur le taux de sortie du chômage. En revanche, le taux de sortie du chômage décroît avec le pouvoir de négociation des salariés, qui induit une pression à la hausse sur le salaire lors des négociations.

#### *Taux de chômage d'équilibre*

Nous allons tout d'abord déterminer la dynamique des taux de chômage locaux avant de déterminer leur niveau à l'équilibre stationnaire sans migration.

– Dynamique des taux de chômage.

Lorsque la main-d'œuvre est immobile entre les régions, le nombre de chômeurs de la région  $i$  à la période  $t$  est égal à la somme des chômeurs de la période  $t - 1$ , et des employés ayant perdu leur emploi en fin de période  $t - 1$  qui n'ont pas trouvé d'emploi à la période  $t$ . Soit, d'après (13) :

$$\bar{U}_t^i = (1 - s^i) \left( \bar{U}_{t-1}^i + d \left( \bar{N}^i - \bar{U}_{t-1}^i \right) \right)$$

L'expression du niveau du chômage de la région  $i$  à la période  $t$  nous permet de déterminer le taux de chômage de cette région :

$$(14) \quad u_t^i = \frac{\bar{U}_t^i}{\bar{N}^i} = (1 - s^i) \left( (1 - d)u_{t-1}^i + d \right)$$

où : •  $u_t^i$  représente le taux de chômage de la région  $i$  à la période  $t$ .

Le taux de chômage de la région  $i$  à la période  $t$  est une fonction croissante du taux de chômage de la période précédente et du taux de destruction d'emplois. Il décroît lorsque le taux de sortie du chômage augmente.

– Taux de chômage à l'équilibre stationnaire sans migration.

Le taux de chômage de la région  $i$  converge vers sa valeur d'équilibre si et seulement si :  $\frac{\partial u_t^i}{\partial u_{t-1}^i} \in ]0, 1[$ . Or, d'après l'équation (14) :

$$\frac{\partial u_t^i}{\partial u_{t-1}^i} = (1 - d)(1 - s^i) < 1$$

Ainsi, d'après (13), (14) et l'équation ci-dessus, le taux de chômage de la région  $i$  converge vers une valeur d'équilibre stable,  $u^{-i}$ , définie comme suit :

$$(15) \quad \bar{u}^i = \frac{d\mu\omega^i}{(1 - (1 - \delta)(1 - d)\mu)\omega^i - z^i} \text{ avec } \omega^i = \gamma\theta^i$$

A l'équilibre stationnaire, le taux de chômage est une fonction croissante du pouvoir de négociation des salariés et du niveau des allocations de chômage.

En effet, ces deux variables induisent une pression à la hausse sur les salaires lors des négociations qui se traduit par une diminution du taux de sortie du chômage et, in fine, par une augmentation du taux de chômage. Si les résultats des travaux empiriques visant à évaluer l'impact du pouvoir de négociation des syndicats sur le chômage restent mitigés (voir CAHUC & ZYLBERBERG [1996], chapitre 5), le niveau des allocations de chômage semble bien avoir une influence positive, quoique faible, sur le taux de chômage (ADAMS & COE [1990] ; CALMFORS [1990]). En revanche, le taux de chômage diminue lorsque la productivité du travail augmente via l'effet sur le taux de sortie du chômage. Enfin, le taux de chômage d'équilibre est indépendant du niveau de la population active.

Il convient ici de remarquer la corrélation négative qui existe entre le taux de chômage d'équilibre et le salaire. En effet : une augmentation de la productivité du travail augmente la demande de travail des entreprises ce qui entraîne, d'une part, une pression à la hausse sur les salaires et, d'autre part, une augmentation du taux de sortie du chômage et donc une diminution du taux de chômage. Le cadre d'analyse proposé donne donc des fondements théoriques à la « courbe de salaire » (BLANCHFLOWER et OSWALD [1995]).

L'impact des différents paramètres du modèle sur le salaire et le taux de chômage d'équilibre de la région  $i$  peut être résumé par le tableau suivant :

*Impact des paramètres sur le salaire et le taux de chômage d'équilibre*

	$\mu$	$z^i$	$\theta^i$	$N^i$
$\bar{u}^i$	+	+	-	0
$\omega^i$	0	0	+	0

- où :
- $\bar{u}^i$  est le taux chômage de la région  $i$  à l'équilibre stationnaire sans migration
  - $\omega^i$  est le salaire de la région  $i$  à l'équilibre stationnaire sans migration.
  - $\mu$  représente le pouvoir de négociation des salariés.
  - $z^i$  représente les allocations de chômage de la région  $i$ .
  - $\theta^i$  représente la productivité du travail de la région  $i$ .
  - $\bar{N}^i$  est la taille de la population active de la région  $i$ , exogène en absence de migration.

Nous allons à présent déterminer l'équilibre de cette économie avec migrations de la main-d'œuvre.

## 4 Equilibre avec migrations

Les travailleurs peuvent à présent choisir librement leur localisation. Ils opteront donc rationnellement pour la région qui leur assure l'espérance d'utilité la plus élevée compte tenu des coûts migratoires : la répartition de la population active totale entre les deux régions est donc déterminée de façon endogène. L'équilibre stationnaire avec migrations est déterminé avant d'étudier les dynamiques transitoires des différentes variables.

## 4.1. Equilibre stationnaire avec migrations

Nous déterminerons la taille des populations actives locales à l'équilibre stationnaire avec migrations avant de définir les taux de chômage d'équilibre et d'étudier l'impact des migrations de main-d'œuvre sur le niveau général du chômage.

### *Tailles des populations actives locales*

On suppose d'abord qu'un agent décidant de migrer de la région  $i$  vers la région  $i'$  au cours de la période devient chômeur dans la région  $i'$  à la période  $t$ . Cette hypothèse, dite de chômage d'attente (BURDA [1988]), est validée empiriquement par certains travaux empiriques (voir, par exemple, CLARK et SUMMERS [1979]). Elle revient implicitement à se situer dans le cas polaire d'un modèle d'appariement où la probabilité de trouver un emploi dans la région  $i'$  pour un agent localisé dans la région  $i$  est nulle.

De plus, les régions sont supposées suffisamment proches pour que, toutes régions confondues, l'espérance d'utilité d'un employé soit toujours supérieure à celle d'un chômeur<sup>9</sup>.

Sous ces deux hypothèses, les seuls agents pouvant être incités à migrer au cours de la période  $t$  sont ceux qui n'ont pas trouvé d'emploi dans leur région d'origine à la suite de l'ajustement de l'emploi par les entreprises. Ces agents ayant alors le choix entre rester localisés dans la région  $i$  et être chômeur dans la région  $i$  ou migrer vers la région  $i'$  pour être chômeur dans la région  $i'$ , leur incitation à migrer sera nulle si l'espérance d'utilité des chômeurs de la région  $i$  est égale à l'espérance d'utilité des chômeurs de la région  $i'$  nette des coûts migratoires.

Les travailleurs anticipant parfaitement que, s'ils sont sans emploi à la période  $t$ , leur espérance d'utilité sera la même qu'ils décident de demeurer dans leur région d'origine ou de migrer, les objectifs des employés et des entrepreneurs au cours des négociations salariales ne sont pas modifiés par l'ouverture des frontières à la main-d'œuvre. Ainsi, le résultat des négociations et le salaire ne sont pas affectés par l'ouverture des frontières à la main-d'œuvre. D'après les équations (12) et (13), le salaire et le taux de sortie du chômage de la région  $i$  sont donc :

$$(16) \quad \begin{aligned} \omega_t^i &= \omega^{*i} = \omega^i = \gamma\theta^i \\ \text{et } s_t^i &= \frac{(1 - (1 - \delta(1 - d))\mu)\omega^i - z^i}{(1 + \delta(1 - d)\mu)\omega^i - z^i} = s^{*i} = s^i \end{aligned}$$

où :

- $\omega^i$  et  $\omega^{*i}$  représentent respectivement les salaires de la région  $i$  à l'équilibre sans et avec migrations.

- $s^i$  et  $s^{*i}$  représentent respectivement les taux de sortie du chômage de la région  $i$  à l'équilibre sans et avec migrations.

9. D'après (3), (4), (11) et (12), cette condition est vérifiée si, avant l'ouverture des frontières :

$$\forall i, \forall j : -(r^i - r^j)\bar{N}^i + r^j N + (1 - \delta)(z^i - z^j) + \delta(1 - \mu(1 - \delta(1 - d)))(\omega^i - \omega^j) + (1 + \delta\mu(1 - d))\omega^i - z^i > 0$$

La mobilité de la main-d'œuvre n'affecte donc pas le niveau des salaires et les taux de sortie du chômage. Il faut toutefois nuancer ces résultats théoriques en notant que certains travaux empiriques, menés à l'échelle des Etats-Unis, concluent à un impact négatif, quoique faible, de l'immigration sur le salaire des autochtones (ALTONJI & CARD [1990] ; BORJAS [1990] ; LALONDE & TOPEL [1991]). Ainsi, l'élasticité du salaire des autochtones par rapport au nombre d'immigrés est généralement comprise entre  $-0,01\%$  et  $-0,02\%$  <sup>10</sup>.

Nous supposons, comme ceci l'est de façon usuelle, que les coûts migratoires sont nuls à long terme. En effet, la prise en compte de coûts migratoires, sous forme d'un coût migratoire actualisé, ne modifierait qu'à une constante près les résultats énoncés : les propriétés normatives de long terme resteraient donc inchangées. Ainsi, à l'équilibre stationnaire avec migrations, l'espérance d'utilité des chômeurs est donc égale dans les deux régions. D'après les équations (3), (5) et (16), la taille des populations actives locales à l'équilibre stationnaire avec migrations vérifie donc :

$$C^{*1} = C^{*2}$$

$$\text{où : } C^{*i} = r^i N^{*i} + (1 - \delta)z^i + \delta(1 - \mu(1 - \delta(1 - d)))\omega^i$$

$$\text{et } N = N^{*1} + N^{*2}$$

où : •  $C^{*i}$  représente l'espérance d'utilité des chômeurs de la région  $i$  à l'équilibre stationnaire avec migrations.

•  $N^{*i}$  représente la taille de la population active de la région  $i$  à l'équilibre stationnaire avec migrations.

La résolution de ce système détermine les populations d'équilibre suivantes <sup>11</sup> :

$$(17) \quad N^{*1} = \frac{r^2 N + B}{r^1 + r^2} \quad \text{et} \quad N^{*2} = \frac{r^1 N - B}{r^1 + r^2}$$

$$\text{où : } B = (1 - \delta)(z^1 - z^2) + \delta(1 - \mu(1 - \delta(1 - d)))(\omega^1 - \omega^2)$$

Deux types de variables affectent le différentiel d'espérance d'utilité des chômeurs : les variables qui influencent le niveau de la rente foncière, à savoir les taux de rente et la taille des populations actives, et les variables qui affectent le différentiel de rémunérations espérées, à savoir les différentiels de taux de sortie du chômage, de salaires et d'allocations de chômage. Ainsi, la taille de la population d'équilibre de la région 1 est une fonction décroissante de  $(r^1 - r^2)$  et une fonction croissante de  $(z^1 - z^2)$  et de  $(\omega^1 - \omega^2)$ .

#### *Taux de chômage locaux*

Le nombre de chômeurs de la région  $i$  à la période  $t$  est égal à la somme du nombre de chômeurs de la période  $t - 1$  et du nombre d'employés dont l'em-

10. Une telle dynamique des salaires aurait pu être mise en évidence par le modèle proposé, notamment si l'on avait pris en compte d'éventuels coûts d'ajustements du capital.

11. Les cas polaires où l'ouverture des frontières à la main d'œuvre induirait une concentration de toute la population dans une seule région ne sont pas étudiés. Nous supposons donc implicitement que les rentes foncières sont suffisamment élevées dans les deux régions, plus précisément :  $r^1 > \frac{B}{N}$  et  $r^2 > -\frac{B}{N}$ .



ploi a été détruit en fin de période  $t - 1$  qui n'ont pas trouvé d'emploi, auquel s'ajoute le solde migratoire :

$$(18) \quad U_t^i = (1 - s^i)(U_{t+1}^i + d(1 - u_{t-1}^i)N_{t-1}^i) + N_t^i - N_{t-1}^i$$

En divisant les deux membres de l'équation (18) par  $N_t^i$ , le taux de chômage de la région  $i$  à la date  $t$  peut alors s'écrire :

$$(19) \quad u_t^i = 1 - \frac{N_{t-1}^i}{N_t^i} \left[ 1 - (1 - s^i)((1 - d)u_{t-1}^i + d) \right]$$

A l'équilibre stationnaire, on a :  $\forall t, U_t^i = U_{t-1}^i$  et  $N_t^i = N_{t-1}^i$ . Ainsi, d'après (15), (16) et (19) :

$$(20) \quad u^{*i} = \bar{u}^i = u^i = \frac{d\mu\omega^i}{(1 - (1 - \delta)(1 - d)\mu)\omega^i - z^i}$$

où : •  $\bar{u}^i$  et  $u^{*i}$  représentent respectivement les taux de chômage de la région  $i$  à l'équilibre stationnaire sans et avec migrations.

Une fois les ajustements migratoires effectués, le taux de chômage d'équilibre stationnaire avec migrations de la région  $i$ ,  $u^{*i}$ , est égal à son niveau d'équilibre sans migration,  $\bar{u}^i$ . Les taux de chômage d'équilibre ne sont donc pas affectés par l'ouverture des frontières à la main-d'œuvre. En effet, les anticipations des agents étant rationnelles, le résultat des négociations salariales et donc le taux de sortie du chômage ne sont pas modifiés par les migrations (cf (16)). Ainsi, seules les variations de la taille de la population active affectent les taux de chômage locaux à court terme (cf (19)). A l'équilibre stationnaire, la taille des populations actives étant donnée, les taux de chômage sont alors indépendants du niveau des populations actives et donc de l'hypothèse effectuée sur la mobilité de la main-d'œuvre.

#### *Niveau général du chômage*

L'impact de l'ouverture des frontières sur le niveau général du chômage dépend en revanche de la configuration de l'ensemble des paramètres. Supposons, tout d'abord, que la productivité de la main-d'œuvre soit plus élevée dans la région 2, les deux régions étant par ailleurs identiques. Le salaire et le taux de sortie du chômage étant supérieurs dans la région 2, l'ouverture des frontières induit des mouvements migratoires en direction de cette région. A terme, la pression à la hausse qui s'exerce sur la rente foncière de la région 2 et la pression symétrique à la baisse qui s'exerce sur la rente foncière de la région 1 compensent, en terme d'utilité, le différentiel d'espérances de rémunération initial. A long terme donc, le différentiel de rentes foncières compense le différentiel de rémunérations espérées. Dans le cas présent, l'ouverture des frontières entraîne des mouvements migratoires en direction de la région 2, où le taux de chômage est le plus faible : l'ouverture des frontières se traduit donc ici par une diminution du niveau général du chômage d'équilibre. Supposons à présent que les régions diffèrent également par leur taux de rente : la direction des mouvements migratoires dépend alors des taux de rente relatifs. Ainsi, si  $r^2 < \frac{r^1 \bar{N}^1 - B}{N - \bar{N}^1}$ , alors  $N^{*1} < \bar{N}^1$  : l'ouverture des frontières induit des mouvements migratoires en direction de la région 2 où le taux de chômage est le plus faible, ce qui se traduit, à terme, par une diminu-

tion du niveau général du chômage. En revanche, si  $r^2 > \frac{r^1 \bar{N}^1 - B}{N - \bar{N}^1}$ , alors  $N^{*1} > \bar{N}^1$  : l'ouverture des frontières entraîne des mouvements migratoires en direction de la région 1, les gains espérés en terme de rente foncière faisant plus que compenser les pertes en terme de rémunération espérée. Dans ce cas, la mobilité de la main-d'œuvre se traduit par une augmentation du niveau général du chômage.

En résumé, ce modèle illustre simplement certains faits stylisés.

A l'équilibre stationnaire avec migrations de la main-d'œuvre, le différentiel de rentes foncières compense le différentiel de rémunérations espérées. Des différentiels substantiels de salaires, de taux de chômage et de rémunérations espérées entre régions peuvent donc persister à l'équilibre.

De plus, ce modèle donne des fondements théoriques à la « courbe de salaire » (BLANCHFLOWER et OSWALD [1995]) lorsque la main-d'œuvre est mobile. En effet, comme en absence de migration, à l'équilibre stationnaire avec migrations de la main-d'œuvre, il existe une corrélation négative entre salaire et taux de chômage locaux.

Enfin, si les taux de chômage locaux d'équilibre ne sont pas affectés par la mobilité de la main-d'œuvre, celle-ci peut en revanche induire une diminution ou une augmentation du niveau général du chômage.

L'équilibre stationnaire avec migrations de la main-d'œuvre ayant été explicité, il convient à présent de s'intéresser à la dynamique transitoire des différentes variables.

## 4.2. Dynamiques transitoires

Nous allons présenter le cadre d'analyse de la dynamique des mouvements migratoires avant de déterminer successivement la dynamique des populations actives et des taux de chômage.

### *Cadre d'analyse de la dynamique transitoire*

Si, comme ceci a été spécifié, la prise en compte de coûts migratoires ne modifient pas les résultats normatifs de long terme, les coûts migratoires jouent un rôle majeur à court et moyen terme.

La migration engendre, en effet, des coûts financiers (transport, prospection d'un logement, d'un emploi) et psychologiques (éloignements des siens, différences culturelles). Ces coûts sont par ailleurs susceptibles d'évoluer au cours du temps : ils varient notamment avec le nombre d'émigrés déjà présents dans la région d'accueil envisagée. Ainsi, d'après MASSEY *et alii* [1987], pour les migrants latino-américains, ou GOTTLIEB [1987], pour la communauté des noirs américains, les immigrés antérieurs aident-ils les nouveaux venus dans leur recherche d'un logement ou d'un emploi, leur proposant même parfois une assistance temporaire (hébergement, nourriture). Pour CARRINGTON *et alii* [1996], cette dimension temporelle des coûts migratoires expliquerait la dynamique des flux migratoires, et, notamment, celle des noirs américains de 1915 à 1950. Pour simplifier la résolution analytique du modèle, nous nous limiterons toutefois à supposer que les coûts migra-

toires diminuent avec le temps qui s'écoule depuis l'ouverture des frontières. Par souci de simplification et sans perte de généralité, on postule plus précisément que les coûts migratoires sont identiques pour tous les agents quelle que soit leur région et qu'ils suivent la suite géométrique suivante:

$$(21) \quad m_t = m_0 a^t \text{ avec : } a \in ]0, 1[$$

où : •  $m_t$  représente les coûts psychologiques et financiers subis par un agent qui migre au cours de la période  $t$ .

L'espérance d'utilité d'un agent de la région  $i$  qui migre vers la région  $i'$  au cours de la période  $t$  est donc :

$$M_t^{i \rightarrow i'} = C_t^{i'} = M_t$$

où : •  $M_t^{i \rightarrow i'}$  représente l'espérance d'utilité d'un agent de la région  $i$  qui migre vers la région  $i'$  au cours de la période  $t$ .

•  $C_t^{i'}$  représente l'espérance d'utilité d'un chômeur de la région  $i'$  à la période  $t$  définie par l'équation (5).

Nous étudierons la dynamique des migrations en supposant que les deux régions ont atteint leur situation d'équilibre stationnaire sans migration avant l'ouverture des frontières à la date  $t = 0$ . Nous supposerons également, à titre d'exemple, qu'avant l'ouverture des frontières l'espérance d'utilité des chômeurs de la région 1 est inférieure à celle des chômeurs de la région 2. Pour simplifier, nous postulerons également que les coûts migratoires initiaux,  $m_0$ , sont suffisamment faibles pour que certains agents soient incités à migrer dès l'ouverture des frontières <sup>12</sup>.

A chaque période, les travailleurs n'ayant pas trouvé d'emploi dans la région 1 décident de migrer vers la région 2 si l'espérance d'utilité d'un migrant est supérieure à celle d'un chômeur dans la région 1. Les ajustements migratoires étant instantanés, à chaque période, l'espérance d'utilité des chômeurs de la région 1 est donc égale à celle des migrants, soit :

$$(22) \quad \forall t: C_t^1 = M_t^{1 \rightarrow 2} = C_t^2 - m_t$$

A chaque période, les migrations ajustent le niveau des populations actives locales de sorte que le différentiel d'espérances d'utilité des chômeurs entre les deux régions soit égal aux coûts migratoires.

Les salaires et les taux de sortie du chômage n'étant pas modifiés par l'ouverture des frontières (cf (16)), d'après (5) et (6), l'espérance d'utilité des chômeurs de la région  $i$  peut encore s'écrire :

$$(23) \quad C_t^i = z^i - r^i N_t^i + \delta(1 - \mu(1 - \delta(1 - d)))\omega^i + \delta C_{t+1}^i$$

#### *Dynamique de la taille des populations actives*

D'après les équations (17), (22) et (23), le coût migratoire initial,  $m_0$ , étant, de plus, supposé suffisamment faible pour que des agents aient intérêt à

12. Cette hypothèse est vérifiée si :  $m_0 < (r^1 + r^2)(\bar{N}^1 - N^{*1})$ .

migrer dès l'ouverture des frontières, le niveau de la population active de la région 1 à la date  $t$  est :

$$(24) \quad N_t^1 = N^{*1} + \frac{m_0(1 - \delta a)a^t}{r^1 + r^2}$$

La taille de la population active de la région 1 dépend donc du temps qui s'est écoulé depuis l'ouverture des frontières à la main-d'œuvre. A mesure que le temps passe, les coûts migratoires s'estompent et les migrations en direction de la région 2 font tendre le niveau de la population 1 vers son nouveau niveau d'équilibre,  $N^{*1}$  inférieur à son niveau autarcique.

Si le salaire et le taux de sortie du chômage ne sont pas affectés par l'ouverture des frontières (cf (16)), la dynamique de la population active induit en revanche une dynamique des taux de chômage.

#### *Dynamique des taux de chômage*

D'après les équations dynamiques du taux de chômage et de la taille de la population active de la région 1 (cf (19) et (24) ), on démontre (cf annexe) que le taux de chômage de la région 1 à la période  $t$  peut encore s'écrire :

$$(25) \quad u_t^1 = 1 - \frac{1}{x_0 + x_1 a^t} [ka^t + k' - K_0 c^t], t > 0$$

où : •  $x_0, x_1, k, k'$  et  $K_0$  sont des constantes définies en annexe.

D'après la définition du taux de chômage d'équilibre (cf (20)) et le système ci-dessus, on a :  $u_0^1 < u^{*1}$ . La mobilité de la main-d'œuvre induit donc une diminution instantanée du taux de chômage de la région d'émigration et, symétriquement, une augmentation du taux de chômage de la région d'immigration. En effet, comme au début de chaque période, l'espérance d'utilité des chômeurs de la région 2 nette des coûts migratoires est supérieure à celle des chômeurs de la région 1, des agents dépourvus d'emploi dans la région 1 migrent vers la région 2. Cette diminution instantanée du nombre de chômeurs dans la région de départ, et cette augmentation symétrique du nombre de chômeurs dans la région d'arrivée, à taux de sortie du chômage inchangés, induisent une diminution momentanée du taux de chômage de la région de 1 et une augmentation de celui de la région 2. Lorsque les flux migratoires sont moins intenses, les taux de chômage locaux convergent vers leur niveau d'équilibre stationnaire déterminé par les paramètres structurels du modèle. On démontre (cf annexe) que lorsque les coûts migratoires diminuent rapidement, c'est-à-dire lorsque le paramètre  $a$  est relativement faible, la diminution du taux de chômage de la région d'émigration et l'augmentation de celui de la région d'immigration durent plusieurs périodes (voir figure 1 et 2). En revanche, lorsque les ajustements sont relativement lents, c'est-à-dire lorsque le paramètre  $a$  est relativement élevé, le taux de chômage de la région d'émigration diminue et le taux de chômage de la région d'immigration augmente à la période d'ouverture pour converger aussitôt vers leur niveau d'équilibre (voir figure 1' et 2'). La dynamique des taux de chômage locaux peut être retracée par les graphiques suivants :

*Dynamique du taux de chômage de la région d'émigration*

FIGURE 1

*Ajustements migratoires rapides*

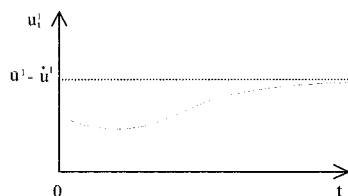
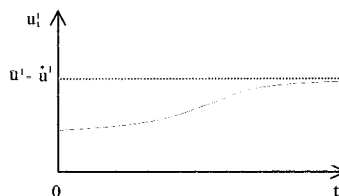


FIGURE 1'

*Ajustements migratoires lents*



*Dynamique du taux de chômage de la région d'immigration*

FIGURE 2

*Ajustements migratoires rapides*

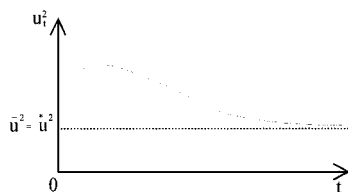
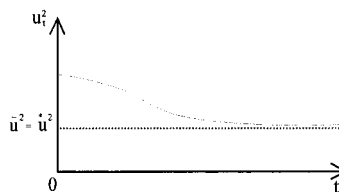


FIGURE 2'

*Ajustements migratoires lents*



En résumé, nous avons montré qu'à long terme la mobilité de la main-d'œuvre ne modifie pas les taux de chômage locaux. Ainsi, des différentiels de taux de chômage, de salaires et de rémunérations espérées peuvent persister à l'équilibre avec migrations de la main-d'œuvre, ceux-ci étant compensés par des différentiels de rentes foncières. Nous avons également donné des fondements théoriques à l'observation empirique d'une corrélation négative, à l'équilibre stationnaire, entre taux de chômage et salaires locaux en présence de migrations. De plus, nous avons montré qu'à court terme, la mobilité de la main-d'œuvre peut induire un sur-ajustement du taux de chômage de la région d'immigration et un sous-ajustement du taux de chômage de la région d'émigration par rapport à leur niveau d'équilibre.

Les travaux nécessaires à la validation empirique de ces résultats font toutefois défaut. Force est en effet de constater le manque d'études empiriques visant à évaluer l'impact des migrations sur les taux de chômage des régions concernées. Les estimations de Winegarden & Khor (1991) et Simon & alii (1993) constatent néanmoins, sur des bases de données américaines, un impact positif, mais très faible, du stock d'immigrés sur le taux de chômage des populations autochtones.

## 5 conclusion

---

Cet article montre que la mobilité de la main-d'œuvre n'exclut pas la persistance à long terme de différentiels de taux de chômage, de salaires et de rémunérations espérées entre régions. En se fondant sur des comportements microéconomiques inter-temporels, le cadre d'analyse proposé permet, de plus, de donner des fondements théoriques à l'observation empirique d'une corrélation négative entre taux de chômage et salaires locaux que la main-d'œuvre soit mobile ou non. Enfin, on montre qu'à court terme, les migrations peuvent induire augmentation momentanée du taux de chômage de la région d'accueil et diminution du taux de chômage de la région de départ par rapport à leur valeur d'équilibre stationnaire.

Si la présence d'idiosyncrasies régionales, notamment au niveau de la législation du travail, peut compromettre la convergence des taux de chômage locaux, l'efficacité des politiques d'emploi à résorber ces inégalités régionales doit alors se situer au cœur de l'analyse. Une étude approfondie des politiques d'emploi régionales et globales en équilibre général lorsque la main-d'œuvre est mobile s'avérerait, dans ce cas, d'un intérêt majeur.

Il serait, par ailleurs, intéressant d'élargir cette étude selon trois principaux axes de recherche.

Tout d'abord, il est ici supposé que la satisfaction des agents n'est affectée que par la consommation d'un bien composite homogène. Toutefois, les régions sont susceptibles de proposer à leurs habitants des biens locaux spécifiques, par nature immobiles (biens publics locaux, aménités pures...). L'introduction de ce type de biens pourrait modifier les résultats du modèle notamment au niveau de la détermination de la rente foncière.

De plus, il serait également intéressant de différencier les agents en particulier au niveau de leur qualification. En effet, la propension à migrer et l'influence des migrations sont susceptibles de varier en fonction de la qualification des agents considérés.

Enfin, dans le cadre d'analyse exposé, la productivité du travail est supposée exogène. L'introduction d'un processus d'accumulation du capital humain permettrait d'étudier les inter-relations entre migrations, chômage et croissance.

## ANNEXE

### Dynamique transitoire des taux de chômage locaux

D'après les équations (19) et (24), le taux de chômage et le niveau de la population active de la région 1 à la période  $t$  vérifient :

$$(26) \quad \begin{aligned} N_t^1(u_t^1 - 1) &= -sN_{t-1}^1 + (1-s)(1-d)N_{t-1}^1(u_{t-1}^1 - 1), \forall t \\ \text{et } N_t^1 &= x_0 + x_1a^t \end{aligned}$$

$$\text{avec : } x_0 = N^{*1} \text{ et } x_1 = \frac{m_0(1-\delta a)}{r^1 + r^2}$$

Soit :  $A_t = N_t^1(u_t^1 - 1)$ ,  $\forall t \geq 0$ . D'après (26), la suite  $A_t$  vérifie :

$$(27) \quad A_t = -sx_0 - sa^{t-1} + (1-s)(1-d)A_{t-1}$$

On démontre aisément qu'il existe une solution particulière, notée  $\tilde{A}_t$ , de l'équation (27) de la forme :

$$(28) \quad \tilde{A}_t = -ka^t - k'$$

$$\text{avec : } k = \frac{sx_1}{a - (1-s)(1-d)}$$

$$\text{et } k' = \frac{sx_0}{1 - (1-s)(1-d)}, \quad a \neq (1-s)(1-d)$$

Soit :  $K_t = A_t - \tilde{A}_t$ . D'après les équations (27) et (28), la suite  $K_t$  peut s'écrire :

$$(29) \quad K_t = K_0c^t, \quad \forall \geq 0$$

$$\text{avec : } K_0 = -(1-\bar{u}) \left[ \bar{N}^1 - x_0 - \frac{1-c}{a-c} x_1 \right] \text{ et } c = (1-s)(1-d).$$

D'après les équations (26)-(29), le taux de chômage de la région 1 à la période  $t$  peut donc s'écrire :

$$u_t^1 = 1 - \frac{1}{x_0 + x_1a^t} [ka^t + k' - K_0c^t]$$

Le sens de variation du taux de chômage de la région 1 à la période  $t$  est du signe de :  $u_t^1 - u_{t-1}^1$ , soit, d'après (25), du signe de :

$$S(t) = b_0a^t + K_0[b_1 + b_2a^t]c^t$$

$$\text{avec : } b_0 = -\frac{sx_0x_1(1-a)^2}{(1-c)(a-c)}, \quad b_1 = x_0(1-c) \text{ et } b_2 = x_1(a-c)$$

- Cas 1 :  $a < c$

Pour :  $a < c$  :  $b_0 > 0$ ,  $b_2 < 0$  et  $K_0 < 0$ . On a donc :

$$S(t) = f(t) - g(t)$$

avec :  $f(t) = [b_0 + K_0 b_2 c^t] a^t > 0$   
 et  $g(t) = -K_0 b_1 c^t > 0, t > 0$

On démontre que  $f(t)$  et  $g(t)$  sont des fonctions décroissantes et que  $f(t)$  décroît plus vite que  $g(t)$ .

Or :  $f(0) > g(0)$  et  $\lim_{t \rightarrow \infty} f(t) = \lim_{t \rightarrow +\infty} g(t) = 0$ . On peut donc en conclure que pour toute valeur de  $a$  inférieure à  $c$ , il existe une valeur de  $t$  unique notée  $\tau$  telle que  $S(t)$  soit positif pour  $t$  inférieur à  $\tau$  et négatif pour  $t$  supérieur à  $\tau$ . Le taux de chômage de la région 1 diminue donc jusqu'à la période  $\tau$  avant de converger vers sa valeur d'équilibre.

– Cas 2 :  $a > c$

Pour :  $a > c : b_0 < 0, b_1 > 0, b_2 > 0$ .

De plus :  $K_0 > 0$  pour  $a < \tilde{a}$  et  $K_0 < 0$  pour  $a > \tilde{a}$  avec :  $\tilde{a} \in ]c, 1[$ .

– Cas 2.1 :  $a > \tilde{a}$

Pour  $a > \tilde{a}$ ,  $S(t)$  est négatif quelque soit  $t$ . Le taux de chômage de la région 1 diminue donc à l'ouverture puis augmente dès la période 1 vers sa valeur d'équilibre.

– Cas 2.2 :  $c < a < \tilde{a}$

$$S(t) = f(t) - g(t)$$

$$\text{avec : } f(t) = K_0 [b_1 + b_2 a^t] c^t > 0$$

$$\text{et } g(t) = -b_0 a^t > 0, t > 0$$

On démontre que  $f(t)$  et  $g(t)$  sont des fonctions décroissantes et que  $f(t)$  décroît plus vite que  $g(t)$ . Or :  $\lim_{t \rightarrow +\infty} f(t) = \lim_{t \rightarrow +\infty} g(t) = 0$ . Cependant il est difficile de comparer analytiquement  $f(0)$  et  $g(0)$ . Pour  $c < a < \tilde{a}$ ,  $S(t)$  est donc soit toujours négatif, soit positif jusqu'à une période  $\tau$  donnée puis négatif ; on est donc soit dans le cas 1) soit dans le cas 2.1).

## • Références bibliographiques

- ADAMS, C., COE, D., 1990. – “A System Approach to Estimating the Natural Rate of Unemployment and Potential Output for the United States”, *IMF Staff Papers*, 37, pp. 232-293.
- ALTONJI, J., CARD, D., 1991. – “The Effects of Immigration on the Labor Market Outcomes of Less-Skilled Natives”, in *J. Abowd and R. Freeman eds, Immigration, trade and the labor market*, University of Chicago Press.
- BLANCHFLOWER, D., OSWALD, A., (1995). – *The Wage Curve*, MIT Press.
- BORJAS, G., (1990). – *Friends or strangers: the impact of immigration on the U.S. economy*, Basic Book, New York.
- Burda, M., (1988). – “Wait Unemployment”, *Economic Policy*, 7, pp. 393-425..
- Bulow, J., Summers, L., (1986). – “A Theory of Dual Labour Market with Application to Industrial Policy, Discrimination and Keynesian Unemployment”, *Journal of Labour Economics*, 4, pp. 376-414.
- CAHUC, P., ZYLBERBERG, A., (1996). – *Economie du travail*, De Boeck Université.
- CAHUC, P., ZYLBERBERG, A., (1999). – “Le modèle WS-PS”, *Annales d'Economie et Statistique*, 53.



- CALMFORS, L., (1990). – *Wage Formation and Macroeconomic Policies in the Nordic Countries*, Oxford University Press.
- CALVO, G., (1978). – “Urban Unemployment and Wage Determination in LDC’s : Trade Union in the Harris-Todaro Model”, *International Economic Review*, 16 , pp. 65-81.
- CARRINGTON, W., DETRAGIACHE, E., VISHWANATH, T., (1996). – “Migration with endogenous moving costs”, *American Economic Review*, pp. 909-930.
- CLARCK, K., SUMMERS, L., (1979). – “Labor Market Dynamics and Unemployment : A Reconsideration”, *Booking Paper of Economic Activity*, 1, pp. 14-60.
- DELL’ARINGA, C., LUCIFORA, C., (1992). – “Collective Bargaining and Relative Earnings in Italy”, *Centro di Ricerche Economiche per i Problemi del Lavoro e dell’Industria*, Universita Cattolica del Sacro Cuero, Milan.
- DOMINGUES DOS SANTOS, M., (1998). – “Intégration économique, migrations et chômage”, *Revue Economique*, 49, pp. 1-22.
- FUJITA, M., (1989). – *Urban Economic Theory : Land Use and City Size*, Cambridge University press.
- GOTTLIEB, P., (1987). – *Making their Own Way: Southern Blacks’ Migration to Pittsburgh, 1916-1930*, University of Illinois Press, Urbana.
- GRAVES, P., (1983). – “Migration with a Composite Amenity : The Role of Rent”, *Journal of Regional Science*, 23, pp. 541-546.
- GREENWOOD, M., (1985). – “Human Migration : Theory, Models, and Empirical Studies”, *Journal of Regional Science*, 25, pp. 521-544.
- GROUT, P., (1984). – “Investment and Wages in the Absence of Binding Contracts: a Nash bargaining approach”, *Econometrica*, 52, pp. 449-460.
- HARRIS, J.R., TODARO, M. P., (1970). – “Migration, Unemployment and Development: A Two-Sector Analysis”, *American Economic Review*, 60, pp. 126-142.
- KNAPP, A., GRAVES, P., 1989. – “On the Role of Amenities in Models of Migration and Regional Development”, *Journal of Regional Science*, 29, pp. 71-87.
- LALONDE, J., TOPEL, R., (1991). – “Labor Market Adjustments to Increased Immigration”, dans *Immigration, trade and the labor market* (167-199), J. Abowd and R. Freeman eds, Chicago.
- LAYARD, R., NICKELL, S., JACKMANN, R., (1991). – *Unemployment*, Oxford University Press.
- LENOIR, D., (1994). – *L’Europe sociale*, Editions La Découverte.
- MALCOMSON, J., (1997). – “Contracts, Hold-up and Labor Markets”, *Journal of Economic Literature*, 35, pp. 1916-1957.
- MANNING, A., (1993). – “Wage Bargaining and the Phillips Curve: the Identification and Specification of Aggregate Wage Equations”, *Economic Journal*, 103, pp. 98-118.
- MASSEY, D., ALARCON, R., DURAND, G., GONZALES, H., (1987). – *Return to Aztlan: the Social Process of International Migration from Western Mexico*, University of California Press, Berkeley.
- MORTENSEN, D., PISSARIDES, C., (1994). – “Job creation and job destruction in the theory of unemployment”, *Review of Economic Studies*, 61, pp. 397-415.
- NICKELL, S.J., ANDREWS, M., 1983. – “Union, Real Wages and Employment in Britain 1951-1979”, *Oxford Economic Paper*, 35, pp. 183-206.
- PISSARIDES, C. A., (1990). – *Equilibrium Unemployment Theory*. Oxford Blackwell.
- PERROT, A., ZYLBERBERG, A., (1989). – “Salaire d’efficience et dualisme du marché du travail”, *Revue Economique*, 40, pp. 5-20.
- SCHMIDT, C., STILZ, A., ZIMMERMANN, K., (1994). – “Mass Migration, Union, and Government Intervention”, *Journal of Public Economics*, 55, pp. 185-202.
- SHAPIRO, C., STIGLITZ, J., (1984). – “Equilibrium Unemployment as a Worker Discipline Device”, *American Economic Review*, 74, pp. 433-444.
- SIMON, J., MOORE, S., SULLIVAN, R., (1993). – “The Effect of Immigration on Agregate Native Unemployment: an Across-City Estimation”, *Journal of Labor Ressource*, 14, pp. 299-316.

- STARK, O., (1991). – *The Migration of Labor*, Basil Blackwell.
- STARK, O., BLOOM, D., (1985). – “The New Economics of labour Migration”, *American Economic Review*, 75, pp. 173-178.
- STEWART, M., (1983). – “Relative Earnings and Individual Union Membership in the United Kingdom”, *Economica*, 50, pp. 111-125.
- TODARO, M., (1969). – “A Model of Labour Migration and Urban Unemployment in Less Developed Countries”, *American Economic Review*, 59, pp. 138-148.
- WINEGARDEN, C., KHOR, L., (1991). – “Undocumented Immigration and Unemployment of U.S. Youth and Minority Workers : Econometric Evidence”, *Review of Economics and Statistics*, 73, pp. 105-112.
- ZENOU, Y., SMITH, E., (1995). – “Efficiency wages, involuntary unemployment and Urban Spatial Structure”, *Regional Science and Urban Economics*, 25, pp. 547-573.