



**TOGETHER**  
*for a sustainable future*

## OCCASION

This publication has been made available to the public on the occasion of the 50<sup>th</sup> anniversary of the United Nations Industrial Development Organisation.



**TOGETHER**  
*for a sustainable future*

## DISCLAIMER

This document has been produced without formal United Nations editing. The designations employed and the presentation of the material in this document do not imply the expression of any opinion whatsoever on the part of the Secretariat of the United Nations Industrial Development Organization (UNIDO) concerning the legal status of any country, territory, city or area or of its authorities, or concerning the delimitation of its frontiers or boundaries, or its economic system or degree of development. Designations such as “developed”, “industrialized” and “developing” are intended for statistical convenience and do not necessarily express a judgment about the stage reached by a particular country or area in the development process. Mention of firm names or commercial products does not constitute an endorsement by UNIDO.

## FAIR USE POLICY

Any part of this publication may be quoted and referenced for educational and research purposes without additional permission from UNIDO. However, those who make use of quoting and referencing this publication are requested to follow the Fair Use Policy of giving due credit to UNIDO.

## CONTACT

Please contact [publications@unido.org](mailto:publications@unido.org) for further information concerning UNIDO publications.

For more information about UNIDO, please visit us at [www.unido.org](http://www.unido.org)

الجمهورية التونسية  
وزارة التوظيف

معهد الدراسات والبحوث

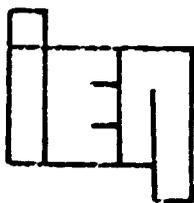
27، نهج لبنان - تونس

15492

LES PRIX DE REFERENCE

EN TUNISIE

1986



## TABLE DES MATIERES

<u>Résumé</u> .....	1
<u>CHAPITRE I. PRIX D'EFFICACITE TRADITIONNELLE</u> ....	8
1. Formule générale du coût d'opportunité....	8
2. Estimation du produit marginal de la main- d'oeuvre rurale.....	10
3. Le flux migratoire.....	19
4. Estimation du paramètre $u$ .....	26
5. Estimation du prix d'efficacité tradition- nelle de la main-d'oeuvre .....	27
<u>CHAPITRE II. PRIX D'EFFICACITE ELARGIE</u>	33
1. Cadre théorique.....	33
2. Estimation du paramètre $v$ ; divergence entre coût et rentabilité du capital.....	35
3. Distorsions du marché du travail et valeur de $v$ .....	49
4. Estimation du prix d'efficacité élargie..	51
<u>CHAPITRE III. PRIX DE REFERENCE SOCIAL</u> .....	59
1. Cadre théorique.....	59
2. Estimation du prix de référence social...	61

R E S U M E

A cause de distorsions institutionnelles, le marché de travail peut être caractérisé comme un marché hétérogène et mal intégré. Il comporte un secteur structuré (industrie, transport public, banque), dont les salaires sont plus ou moins administrés et l'accès relativement difficile, et deux autres secteurs plutôt concurrentiels : le secteur informel ou non organisé urbain et le secteur rural. Ce dernier est suffisamment concurrentiel malgré l'existence d'un salaire minimum agricole. Cette hétérogénéité et le manque de mobilité de la main d'oeuvre entre les trois secteurs font que la productivité diffère d'un secteur à l'autre, étant plus élevée dans le secteur structuré que dans les deux autres secteurs. Cette hétérogénéité aurait comme conséquence une mauvaise allocation des ressources humaines, puisque l'emploi dans le premier secteur est décidé en fonction du salaire administré qui est plus élevé que la productivité du travail dans les autres secteurs. Ce salaire administré (SMIG ou salaire moyen) ne refléterait donc pas le coût réel de la main d'oeuvre employée dans le secteur structuré. Son coût réel serait la valeur des ressources en biens et services que la collectivité sacrifie lorsque l'emploi s'accroît dans ce secteur, alors que le salaire effectif ne représente que la charge salariale de l'entreprise.

L'estimation du coût réel et de son rapport au salaire effectif constitue l'objet de cette étude.

Trois types de coût réel ou de salaire de référence sont estimés selon la conception que l'on retient des ressources sacrifiées par la collectivité : le coût d'opportunité ou le prix d'efficacité traditionnelle de la main d'oeuvre, le prix d'efficacité et le prix de référence social.

- Le prix d'efficacité traditionnelle est la valeur de la production sacrifiée par le reste de l'économie suite à la création d'un emploi dans le secteur structuré. Ce dernier entraîne une perte de production dans le milieu rural mais un gain dans le secteur informel ; l'effet net sera toutefois une perte de production.

- Le prix d'efficacité élargie tient compte du coût pour la collectivité de l'accroissement de la consommation que la création d'emploi et le versement de salaires entraîneraient. Du point de vue de la collectivité, les ressources ainsi affectées à la consommation auraient pu servir à accroître l'investissement. Le prix d'efficacité élargie sera alors la somme du prix d'efficacité traditionnelle et du coût social net de cette consommation supplémentaire.

- Le prix de référence social différencie entre les ménages affectés par l'emploi créé selon le niveau de leur revenu en tenant compte de pondérations sociales appropriées. Ce prix intègre dans le coût social des considérations de répartition de revenu.

Un modèle qui retrace les mouvements de la population entre les trois secteurs a été élaboré pour estimer ces trois types de salaire de référence. La création d'emplois dans le structuré entraîne l'émigration de ménages ruraux dont le nombre dépend des écarts entre le revenu du structuré, le revenu de l'informel et le produit marginal dans l'agriculture, ainsi que des probabilités de trouver de l'emploi urbain. Ces émigrés se répartissent entre le structuré, l'informel et le pool des chômeurs urbains en fonction de paramètres explicités dans le texte. En outre le modèle suppose que l'emploi dans l'informel dépend de la croissance du secteur structuré.

Sur la base de ce modèle les trois types de prix sont estimés pour l'année 1982.

## 1 - Prix d'efficacité traditionnelle

La perte de production dans le milieu rural est le produit de la productivité marginale de la main d'oeuvre, évaluée en prix mondiaux, et du flux d'émigration vers le milieu urbain, occasionné par la création d'un emploi dans le structuré.

La productivité marginale a été estimée par deux approches : une approche macroéconomique basée sur l'utilisation d'une fonction de production agrégée pour l'agriculture, et une deuxième exploitant des données relatives aux revenus et aux dépenses en milieu rural.

Selon l'approche macroéconomique, et abstraction faite de l'hétérogénéité et des taux de participation de la main d'oeuvre agricole, la productivité marginale aurait varié entre 434 et 498 D pour des taux de rendement du capital variant entre 15 et 8%. Si l'on se limite à la catégorie de salariés temporaires, leur productivité aurait été de 507 D si le rendement du capital est de 0.10 et de 483 D si ce dernier s'élève à 0.15.

Les salariés temporaires et les aide-familiaux permanents sont les plus susceptibles d'être attirés par la création d'emploi en milieu urbain. Toutefois les aide-familiaux sont toujours remplaçables par des salariés temporaires, si bien que la perte de production agricole se situe en dernière analyse au niveau du salarié temporaire.

Les estimations basées sur les revenus et les dépenses donnent des valeurs plus faibles : 439 et 434 D respectivement. L'estimation macroéconomique étant incertaine, faute d'une valeur précise pour le rendement du capital dans l'agriculture, nous avons retenu la valeur de 450 D qui est légèrement supérieure aux deux dernières estimations.

La valeur de flux migratoire,  $h$ , a été estimée à l'aide du modèle élaboré dans le texte qui distingue trois

types d'émigrés potentiels : un type s'intéressant uniquement au secteur structuré, un deuxième type attiré par le secteur informel et un troisième qui chercherait à être employé dans l'un ou l'autre des deux secteurs.

Notre modèle a l'avantage de tenir compte du secteur informel en tant que source d'emploi plus ou moins stable, et non comme secteur d'emploi transitoire comme, il a été conçu dans d'autres modèles.

La valeur de  $h$  obtenue par le modèle se compose de deux éléments : l'emploi créé en milieu urbain, l'emploi dans l'informel étant lié à celui du structuré, et un deuxième élément qui dépend du taux de croissance de l'emploi dans le structuré et des écarts entre le salaire dans ce dernier secteur, le revenu de travail dans l'informel et le produit marginal agricole (voir p.23 du texte). Sur la base de nos estimations du produit marginal agricole et des données de l'étude de J. Charmes (1982) relatives au secteur informel, la valeur du flux migratoire a été estimée à 1.55 ; ceci signifie que pour chaque emploi créé dans le structuré il y a 1.55 ménages ruraux qui émigrent vers le milieu urbain. Ces ménages se répartissent entre le structuré, l'informel et le pool des chômeurs en fonction des probabilités d'occupation et des écarts entre les différents revenus.

Cette répartition sera importante pour l'estimation des deux autres salaires de référence (prix d'efficacité élargie et prix social).

Ainsi le prix d'efficacité traditionnelle a été estimé à 436 dinars pour l'année 1982. Rapporté au salaire moyen industriel de la main d'oeuvre non qualifié (SMIG ajusté), il donne un coefficient de conversion de 0.4 \*

---

(1) La valeur de 436 D est obtenue en supposant que chaque ménage analysé contient un seul actif. Pour 1.2 actifs par ménage (moyenne pour les ménages dont le chef est ouvrier agricole) le prix d'efficacité traditionnelle serait de 565 dinars, ce qui implique un coefficient de conversion de la main d'oeuvre de 0.53.

## 2 - Prix d'efficacité élargie

Le calcul de ce prix a nécessité l'estimation du rendement du capital en prix mondiaux, de la propension marginale à épargner, et du taux d'actualisation de la consommation.

Le rendement du capital varie de 16 à 20% pour l'ensemble de l'économie s'il est évalué en prix locaux, et de 13.2 à 16.5% s'il l'est en prix mondiaux. L'évaluation en prix mondiaux réduit la rentabilité du capital étant donné que les distorsions touchant à la production sont plus significatives que celles affectant les biens d'équipement. Pour la propension marginale à épargner nous avons retenu la valeur 0.2 qui est la moyenne nationale de la période 1977-1984.

Le taux d'actualisation de la consommation a été estimé sur la base des taux de croissance de la consommation par tête des différentes catégories de revenu (dépense) entre les années 1975 et 1980, et de valeurs attribuées au paramètre,  $n$ , qui reflète le degré de variabilité de la valeur sociale de la consommation en fonction du niveau de revenu des ménages. Le taux d'actualisation ainsi estimé se trouve dans l'intervalle 5 à 7.5%, étant vraisemblablement plus proche de cette dernière borne que de la borne inférieure.

La valeur estimée du paramètre  $V$ , qui exprime la valeur de l'épargne en termes de consommation immédiate, varie entre 2,9 et 6\*. Toutefois si l'on retient un taux d'actualisation de la consommation de 7.5%, la valeur  $V$  varierait entre 3 et 4. En d'autres termes, un dinar (en devises) épargné et investi vaudrait 3 à 4 dinars de consommation immédiate.

Le prix d'efficacité élargie qui en découle serait de 518 et de 569.5 dinars respectivement pour des valeurs

---

\* Une valeur de 10.3 a été aussi obtenue en supposant un taux de rendement du capital de 16.5% (borne supérieure) et un taux d'actualisation de la consommation de 5% (borne inférieure).

de V de 3 et 4. Rapporté au salaire moyen de la main d'œuvre non qualifiée il serait de 0.49 à 0.54. Ainsi si l'on tient compte du coût d'opportunité et du coût social net de la consommation supplémentaire, et abstraction faite de l'impact de l'emploi dans le structuré sur la répartition des revenus, le taux de salaire de référence n'aurait représenté en 1982 que 49 à 54 % du salaire effectif.

### 3 - Prix de référence social :

Ce prix est estimé à partir de la définition d'un revenu critique pour les deux milieux, rural et urbain, et sur la base des pondérations sociales qu'on a dérivées pour les différentes catégories de ménages concernées directement ou indirectement par l'emploi dans le structuré.

Le revenu critique rural retenu est celui du seuil de pauvreté en 1980, tel qu'il a été défini dans l'enquête de consommation, ajusté par l'indice des prix à la consommation de 1982. Ce revenu s'est élevé à 74 Dinars par tête. Les coefficients de pondération sociale estimés sont de 0.34 pour les employés du structuré, 0.56 pour ceux de l'informel, 0.66 pour les ruraux et 0.74 pour les chômeurs urbains.

Sur la base de ces coefficients le prix social de la main d'œuvre a été estimé à 500 dinars ce qui aurait présenté 47 % du salaire effectif.

Le rapport du salaire de référence au salaire effectif se situerait donc pour l'année 1982 dans l'intervalle 0.39 à 0.56 selon la conception que l'on retient du coût social de la main d'œuvre.

Il est à noter que le prix social, qui est peut-être le prix le plus significatif, est plus faible que le prix d'efficacité élargie, puisqu'il s'agit de catégories de ménages à revenu inférieur à la moyenne nationale.

CHAPITRE I : PRIX D'EFFICACITE TRADITIONNELLE

Dans ce chapitre nous nous proposons d'estimer le coût d'opportunité de la main d'oeuvre non qualifiée employée dans le secteur moderne urbain (secteur structuré). Ce coût qui est la composante principale du taux de salaire de référence est défini comme la perte de production que le reste de l'économie encourt lorsqu'un nouvel emploi est créé dans ce secteur.

La perte de production concerne le secteur rural, qui est essentiellement agricole, et le secteur informel urbain; ces deux secteurs constituent avec le pool des chômeurs urbains les sources directes et indirectes de la main d'oeuvre non qualifiée recrutée dans le secteur moderne.

1) Formule générale du coût d'opportunité :

Pour dériver la formule du coût d'opportunité qui sera estimée dans les sections suivantes il faudrait ne pas se limiter à l'origine immédiate de cette main d'oeuvre; en effet le fait qu'un ouvrier recruté ait été auparavant en chômage n'implique pas un coût d'opportunité nul, s'il est remplacé en tant que chômeur par un ou plusieurs actifs ruraux attirés par les nouvelles perspectives d'emploi en milieu urbain. Le coût serait alors la valeur de la production agricole perdue à cause du départ de ces actifs du milieu rural.

Généralement la création de nouveaux emplois dans le secteur structuré engendre à travers les mouvements de population active des variations de production aussi bien dans le secteur rural que dans le secteur urbain informel, ce dernier absorbant une partie de la population rurale émigrée qui ne trouve pas de l'emploi dans le secteur structuré. Or la plupart des études d'estimation du taux de salaire de référence ont négligé le travail dans le secteur

informel, le considérant comme une forme de chômage déguisé et donc procurant un produit marginal quasi-nul.

Cette dernière hypothèse ne nous semble pas justifiée car la contribution productive du secteur informel est - comme il est de plus en plus reconnu - loin d'être négligeable. Pour la Tunisie l'étude de J. Charmes a montré qu'en 1976 la valeur ajoutée par emploi informel a représenté deux tiers de celle du secteur industriel structuré. On devrait donc tenir compte de l'incidence sur la production de ce secteur de la création d'emploi dans le structuré.

La formule générale du coût d'opportunité est :

$$(1) \quad CO = h W_a - u W_i$$

avec  $W_a$ ,  $W_i$  : Valeurs des produits marginaux respectifs de la main d'oeuvre agricole et informelle urbaine.

$h$  : taille du flux d'émigration rurale provoqué par la création d'un emploi dans le secteur structuré.

$u$  : nombre d'actifs susceptible d'être absorbé dans l'informel lorsque l'emploi structuré s'accroît.

Cette formule repose sur la distinction entre les trois secteurs d'activité qui sont le secteur rural et les deux secteurs urbains structuré et informel. Indépendamment de la provenance immédiate de l'employé dans le structuré (pool des chômeurs urbains, milieu rural), la création d'un emploi dans ce secteur entraîne une perte de production agricole égale au produit de la productivité marginale de la main d'oeuvre agricole par le nombre d'émigrés ( $h.W_a$ ). Le coût d'opportunité est toutefois inférieur à cette perte car elle sera en partie compensée par une production supplémentaire dans l'informel résultant de l'expansion de la production dans le secteur structuré ( $u.W_i$ ). La détermina-

tion de ce coût d'opportunité nécessite donc l'estimation des paramètres  $W_a$ ,  $W_i$ ,  $h$  et  $u$  de la relation (1).

2) Estimation du produit marginal de la main d'oeuvre rurale ( $W_a$ ) :

On procédera à une estimation de  $W_a$  à l'aide de trois approches dont les résultats seront comparés : une première approche par une fonction de production agrégée pour le secteur agricole, une deuxième approche par les revenus et une troisième basée sur les dépenses en milieu rural.

2 a. Approche globale :

Le produit marginal agricole peut être estimé selon cette méthode à partir d'une fonction de production reliant pour l'agriculture la valeur ajoutée aux inputs capital et main d'oeuvre. La forme générale est  $Q = F(K, L)$ . En supposant que cette fonction est linéaire homogène elle vérifie la relation (1)

$$(2) \quad Q = F_L \cdot L + F_K \cdot K$$

où  $F_L$  : produit marginal de la main d'oeuvre

$F_K$  : produit marginal du capital

$Q$  : Valeur ajoutée

Après manipulation la relation (2) devient

$$(3) \quad F_L = \frac{Q}{L} \left( 1 - F_K \cdot \frac{K}{Q} \right)$$

Ainsi le produit marginal de la main d'oeuvre est fonction du produit moyen, du rendement marginal du capital et du coefficient moyen du capital.

Pour l'année 1982, la valeur ajoutée agricole s'est élevée à 596 MD (prix courants); l'"Enquête Agricole de Base"

de la même année donne un effectif total de la main d'œuvre utilisée de 980 200 actifs, ce qui donne un produit moyen ( $\frac{Q}{L}$ ) de 608 D.

Selon des estimations du stock de capital par secteur<sup>(1)</sup> le stock du capital agricole s'est élevé à 1235,7 MD pour l'année 1982 en prix constants de 1980. La valeur ajoutée du secteur agricole s'est élevée à 451,5 MD (prix constants de 1980), ce qui donne un coefficient de capital moyen de 2,74.

Faute de données sur le rendement du capital ( $F_K$ ) en agriculture, nous considérons plusieurs hypothèses dont les résultats sont comme suit :

Produit marginal de la main d'œuvre agricole

$F_K$	$F_L$
0,08	474
0,10	441
0,12	408
0,15	358

Ainsi, si le rendement du capital agricole est de 10% le produit marginal de la main d'œuvre serait de 441 D en 1982, ce qui représente 72% du produit moyen et 43% du salaire minimum dans l'industrie (le SMIG de 1982 était de 85 D par mois, soit 1020 D par an). Avec un rendement du capital de 15%  $F_L$  serait de 408 D, soit 40% du SMIG.

---

(2) Institut d'Economie Quantitative HC/811120  
"L'évolution de la productivité 1971-1983"  
IQ, 1984

Les estimations précédentes se rapportent au produit marginal d'un travailleur agricole, abstraction faite du nombre de journées travaillées durant l'année. Or l'agriculture emploie plusieurs catégories de travailleurs avec des taux d'occupation différents, comme le montre le tableau suivant :

Produit marginal/Catégorie de main d'oeuvre (1982)

<u>Catégorie</u>	<u>Nombre de journées de travail/an</u>	<u>Produit marginal (dinars)</u>		
		$F_k = 0,08$ (2)	$F_k = 0,10$ (3)	$F_k = 0,15$ (4)
Exploitant agricole	160	439	464	377
Salarié permanent	266	330	771	623
Salarié temporaire	183	571	530	432
Aide-familial permanent	238	398	335	630
Aide-familial temporaire	65	203	128	153

Source : "Enquête Agricole de base de 1982",  
Ministère de l'Agriculture.

Les valeurs du produit marginal des colonnes (2) à (4) sont obtenues en multipliant le produit marginal/journée de travail par le nombre de jours travaillés et ceci pour chaque catégorie de travailleurs. En 1982 l'agriculture a offert 147 millions de journées de travail. La valeur ajoutée totale ayant été de 536 MD, le produit moyen (Q/L) s'est élevé à 4 D par jour. Ainsi, si le rendement du capital est 15%, le produit marginal par jour s'élèvera à 2,36 D, ce qui implique un produit marginal annuel de 432 D pour les salariés temporaires. Pour un rendement du capital de 10% leur produit marginal sera de 530 D.

Si l'on retient un rendement du capital de 15% et les salariés temporaires sont le groupe de travailleurs le plus concerné par l'émigration vers le milieu urbain, le produit marginal de la main d'oeuvre agricole qui devrait être pris en considération dans le calcul du salaire de référence serait de 432 D pour l'année 1982.

2 b. Estimation du produit marginal par les revenus agricoles :

L'approche globale, étant basée sur une fonction de production agrégée, sur des estimations du stock du capital et de la main d'oeuvre employé dans l'agriculture et d'hypothèses concernant le rendement du capital, ne peut fournir que des valeurs grossières de la productivité marginale. Il est donc important de procéder à une méthode d'estimation plus directe en exploitant les données sur les revenus. A cet égard il y a lieu de distinguer entre la main d'oeuvre recrutée et la main d'oeuvre familiale.

Pour la main d'oeuvre recrutée, le salaire effectivement payé est une bonne estimation de son produit marginal si le marché du travail est suffisamment concurrentiel, ce qui est probablement le cas en Tunisie surtout s'il s'agit de la main d'oeuvre recrutée temporaire. En effet il n'existe pratiquement pas de restrictions d'offre ou de demande entravant le fonctionnement du marché de cette main d'oeuvre. Son salaire varie selon le type de culture et la saison. Il dépasse le salaire minimum (SMAG) pendant les périodes de pointe et lui est inférieur dans les périodes hors pointe. Par conséquent, on peut considérer le SMAG comme étant le salaire effectif moyen de ce type de main d'oeuvre. Pour les ouvriers permanents le salaire journalier serait relativement stable au cours de l'année et proche du SMAG.

Ainsi le revenu annuel d'un salarié permanent - qui a travaillé en moyenne 266 jours en 1982 - s'est élevé à

639 D, le SMAG étant de 2,4<sup>D</sup> /jour. Un ouvrier temporaire qui a travaillé 133 jours aurait gagné un revenu annuel de 439 D.

En ce qui concerne la main d'oeuvre familiale l'estimation du produit marginal ne peut être qu'indirecte faite de données sur les revenus des petites exploitations agricoles. Les régions qui constituent les sources les plus importantes d'émigration sont le Sud et surtout le Nord-Ouest du pays<sup>(3)</sup>. Dans ces régions on cultive principalement le blé dur et l'orge. Selon "l'Enquête Agricole de Base de 1976"<sup>(4)</sup> ces deux cultures sont pratiquées dans les proportions 60 et 40% sur les exploitations de moins de 20 hectares.

Si l'on considère ces dernières exploitations leur superficie moyenne s'est élevée en 1980 à 6,2 ha<sup>(5)</sup>. Le revenu d'une exploitation de cette taille a été estimé de la manière suivante : Pour le Nord-Ouest du pays le blé dur occupe 3,72 ha (60% de la superficie totale) et l'orge 2,48 ha (40%). Les rendements ordinaires, par opposition aux hauts rendements qui s'appliquent aux terres les plus fertiles, se sont élevés respectivement à 11,3 et 13,1 quintaux par hectare. Sur la base des prix à la production de 1982 le revenu brut qu'aurait procuré ce type d'exploitation serait de 722 D. Pour aboutir à un revenu net il faut en retrancher le coût des semences estimés à un quintal par hectare emblavé. En fait l'exploitation nécessite d'autres inputs mais on suppose que les semences constituent l'input principal; ainsi on obtient un revenu net de 661 dinars pour l'année 1982.

---

(3) Voir Enquête Population - Emploi 1980, "Institut National de Statistiques", Tunis.

(4) Enquête Agricole de Base, 1976, Ministère de l'Agriculture, 1977

(5) Enquête Agricole de Base, 1980

La même méthode appliquée à une exploitation de 6,2 ha située dans la région du Centre-Sud donne un revenu de 164 D qui est nettement plus faible que celui de la région du Nord-Ouest à cause de rendements plus faibles. Il est évident que ce revenu est trop réduit pour faire vivre toute une famille; pour ceci il faut qu'il y ait d'autres sources de gain en dehors de l'exploitation familiale ou de l'agriculture même. Le revenu de 164 D ne pouvant représenter le produit marginal du travail familial dans le Sud, on se limite au revenu d'une exploitation du Nord-Ouest.

Ce revenu de 661 D n'est toutefois pas dans sa totalité le fruit du travail d'un seul exploitant agricole car il est généralement assisté par des aides-familiaux permanents et temporaires. L'"Enquête Agricole de Base" de 1982 indique que pour l'ensemble du pays le travail familial se répartit en moyenne comme suit :

	Journées de travail (en millions)	Part de chaque catégorie	Valeur du produit marginal (en dinars)
Exploitant agricole	57	0,47	310
Aide-familial permanent	45	0,36	238
Aide-familial temporaire	20	0,17	113
Total	122	1,00	661

L'émigration concernerait plus les aide-familiaux permanents et les exploitants que les aide-familiaux temporaires qui sont principalement du sexe féminin. Pour les deux premières catégories les produits marginaux estimés (voir tableau précédent) sont faibles par rapport aux valeurs obtenues par la méthode globale ou aux salaires reçus par la main d'œuvre recrutée.

Ces différences pourraient être dues à une sous-estimation du revenu de l'exploitation familiale; en effet, les cultures céréalières ne constituent probablement pas les seules sources de revenu que le ménage en tire. D'autres activités comme l'élevage procurent des revenus supplémentaires, si bien que le revenu calculé précédemment sous-estime le revenu réel. Les différences de revenu entre travail familial et travail salarial seront donc réduites si on tient compte de ces revenus, mais il est peu probable qu'elles disparaissent totalement. Ce phénomène a été observé aussi dans d'autres pays<sup>(1)</sup>. On pourrait alors se demander pourquoi les travailleurs choisissent le travail dans l'exploitation familiale plutôt que le travail salarial qui est plus rémunérateur. Le travail pour soi plutôt que pour autrui et le souci de conserver la propriété familiale pourraient expliquer ce choix. La différence de revenus devrait donc refléter les avantages intangibles de ce type de travail; on peut alors considérer le salaire agricole comme une approximation du prix de réservation ou d'offre de la main d'œuvre familiale pour le travail en dehors de l'exploitation familiale.

2 c.) Approche par les dépenses :

Dans l'approche d'estimation précédente on a négligé les revenus procurés par les activités non agricoles qui pourraient être exercées en milieu rural. Par ailleurs on a supposé que le SMAG (salaire minimum agricole garanti) représente bien le salaire agricole effectif. Il est utile de comparer les revenus ainsi estimés avec les dépenses des ménages ruraux qu'on trouve dans les Enquêtes de consommation. Dans la mesure où l'épargne est faible, les montants dépensés seraient de bonnes approximations de leurs revenus.

---

(1) Pour le Kenya voir l'étude de M.F.Scott, J.W. Arthur et D.M. Mabery (1975), Part I : "A set of Accounting Prices for Kenya". Pour l'Inde A.K.Sen a observé aussi ce phénomène (voir Scott, page 118)

Selon l'Enquête de consommation de 1980<sup>(1)</sup> les dépenses par an et par personne se sont élevées à 137 D en moyenne pour les ménages dont le chef est ouvrier agricole (sans distinction entre permanent et temporaire); pour les ménages dont le chef est exploitant la dépense moyenne était de 171 D.

Calculée sur la base de la taille moyenne d'un ménage pour l'ensemble de la population du pays (5,6), la dépense totale serait de 767 D pour la première catégorie de ménages et de 958 D pour la deuxième. Sur la base d'un nombre de 1,2 actifs par ménage les revenus par actif seront respectivement 639 et 798 D.

Ces chiffres paraissent trop élevés par comparaison à ceux obtenus à l'aide des deux premières approches. La raison est que les premiers représentent des moyennes de l'ensemble de la population rurale alors que les derniers ne concernent que les ménages à revenu relativement faible. Or ce sont ces ménages-ci qui seront le plus concernés par l'émigration vers le milieu urbain. Si l'on prend les 50% des ménages ruraux les plus pauvres leurs dépenses en 1980 seront les suivantes :

	Dépense/personne (en dinars, 1980)	Dépense/ménage (1980)
Ouvrier agricole	75	420
Exploitant	86	432

Ces dépenses se rapportent à l'année 1980. On suppose qu'elles ont cru entre cette année et celle de 1982 au même rythme que la consommation privée nominale par habitant. Ceci implique une dépense totale de 650 D pour le ménage d'un

---

(1) "Enquête de consommation de 1980", Institut National de Statistique (1983).

ouvrier agricole et de 631 D pour celui d'un exploitant. Pour arriver au produit marginal d'un travailleur il faudrait ajuster ces estimations par le nombre d'actifs par ménage. Pour le ménage d'un ouvrier agricole on retient le chiffre de 1,2 actifs qui est une moyenne pour l'ensemble de la population; ceci donne un produit marginal par actif de 458 D. Pour le ménage d'un petit exploitant, le nombre serait de 2 actifs, calculé sur la base des journées de travail effectuées par les exploitants et les aide-familiaux<sup>(1)</sup>. Compte tenu de cette hypothèse le produit marginal de la main d'oeuvre familiale aurait été de 315 D en 1982.

Ainsi la valeur du produit marginal de la main d'oeuvre rurale Tunisienne a été appréhendée à l'aide de trois approches différentes : une première approche globale, une deuxième par les revenus et une troisième basée sur les dépenses des ménages ruraux. L'estimation varie selon la méthode et la catégorie de main d'oeuvre rurale. Les catégories susceptibles d'émigrer sont probablement les salariés temporaires et les aide-familiaux permanents, les aide-familiaux temporaires étant principalement des femmes qui subissent plutôt qu'elles ne prennent la décision d'émigration. Pourvu que le départ d'un actif rural n'entraîne pas un changement significatif dans le travail fourni par la population restante, ce sont les productivités marginales de ces deux catégories de travailleurs qui devraient être prises en compte dans le calcul du prix d'efficacité traditionnelle. On pourrait dans ce cas retenir par exemple une moyenne simple de ces deux productivités; mais compte tenu des avantages intangibles que le travail familial présente par rapport au travail salarial, le revenu dérivé de ce dernier peut être considéré comme représentatif du produit marginal rural. Pour les salariés temporaires les estimations par les revenus et les dépenses sont concordantes : 439 D et 458 D respectivement. L'estimation par l'approche globale varie

---

(1) Source : "Enquête Agricole de Base de 1982", Ministère de l'Agriculture 1983.

selon le taux de rendement du capital sur lequel très peu d'informations existe. A des taux de 10 et 15% correspondent des valeurs du produit marginal de 530 et 432 D. Le produit marginal de la main d'oeuvre rurale concernée par l'émigration serait donc de l'ordre de 450 D pour l'année 1982.

### 3) Le Flux Migratoire : (h)

Le paramètre h de la formule générale du coût d'opportunité (relation (1)) représente le nombre d'actifs ruraux qui émigreraient vers le milieu urbain lorsqu'un nouveau emploi est créé dans le secteur urbain structuré. Le modèle de Harris et Todaro d'industrialisation et de migration interne (1970) suggère une valeur de h supérieure à l'unité, ce qui implique une perte de production rurale plus élevée que le produit marginal d'une unité de main d'oeuvre. Ce modèle a été adopté dans plusieurs travaux d'estimation du salaire de référence (Hughes pour la Tunisie, 1980; Scott pour le Kenya, 1976, etc.). Toutefois deux limites réduisent la portée des résultats du modèle : la spécification peu réaliste de la probabilité de trouver un emploi dans le secteur structuré et la négligence du secteur informel urbain. On présentera une alternative à ce modèle qui remédie à ces limites et qui servira de base pour nos estimations du coût d'opportunité.

#### 3 a) Le modèle de Harris-Todaro et l'Estimation du paramètre h :

Selon ce modèle la décision de migration se fait en fonction de l'écart entre le revenu obtenu en milieu rural et le revenu urbain escompté compte tenu des chances de trouver un emploi dans le secteur structuré. La répartition de la population entre les deux milieux atteint son équilibre lorsque l'espérance mathématique du revenu urbain (revenu anticipé) égalise le revenu rural.

Cette relation d'équilibre est :

$$(4) W_a = p_e \cdot W_s$$

$W_a$  et  $W_s$  sont respectivement les revenus rural et urbain et  $p_e$  la probabilité d'emploi d'équilibre.

Dans la relation (4) on suppose que l'écart entre  $W_a$  et  $W_s$  reste constant lorsque le volume de l'emploi change dans les deux secteurs; la probabilité,  $p$ , est définie par le rapport du nombre d'employés urbains à la population active urbaine totale :

$$p = N_s/L$$

avec  $N_s$ : nombre d'actifs employés dans le structuré

$L$  : population active urbaine =  $N_s + U$

$U$  : nombre de chômeurs urbains; l'emploi dans le secteur informel étant considéré dans ce modèle comme une forme de chômage déguisé.

La création d'un emploi dans le structuré rompt l'équilibre de la répartition de la population en augmentant la probabilité de trouver de l'emploi en milieu urbain. Ceci provoquerait un flux migratoire d'une dimension telle que la probabilité d'équilibre initial soit rétablie ( $p_e = W_a/W_s$ ).

Ce flux est (1)

$$h \equiv dL/dN_s = L/N_s$$

$$\text{ou } h = 1/p_e$$

Le taux de chômage est alors  $u = 1 - p_e$

---

(1) :  $p_e$  étant constant,  $dL/dN_s$  est obtenu en différenciant  $N_s/L$  :  
 $(LdN_s - N_s dL)/L^2 = 0$ .

Sur la base du SMIG de 1982 ( $W_s = 1020$  D/an) et du produit marginal agricole estimé dans la section précédente ( $W_a = 450$  D), le paramètre  $h$  s'élèverait alors à 2,26 actifs et le taux de chômage d'équilibre à 56% de la population active.

Ce taux est nettement supérieur à celui constaté en Tunisie (14 - 15%) ou dans d'autres pays; on pourrait penser que le rapport  $W_a/W_s$ , qui représente la probabilité d'équilibre,  $p_e$ , ne rend pas compte de l'écart réel en bien-être entre les deux milieux et ceci pour plusieurs raisons : premièrement le coût de la vie est généralement plus élevé en milieu urbain qu'en milieu rural. Pour la Tunisie la différence de prix serait de 10% (Hughes, 1980); deuxièmement, certaines dépenses sont nécessaires à la vie urbaine mais n'ajoutent rien en confort par rapport aux conditions de vie en milieu rural (transport, logement, etc...); enfin l'acte d'émigration engendre des coûts tangibles et intangibles qui devraient être déduits du revenu urbain escompté. Tous ces facteurs sont de nature à réduire l'écart réel de bien-être entre les deux milieux. Si par exemple on prend en considération les dépenses spécifiques à la vie urbaine, le salaire urbain se trouverait réduit de 15,8%<sup>(1)</sup>; le taux de chômage passerait de 56 à 48%.

Malgré ces ajustements le modèle donne des résultats peu probables. Ceci est une conséquence de la formule de probabilité adoptée qui suppose une rotation complète de la population active; en d'autres termes, elle implique que tout employé n'est embauché que pour une seule période à la fin de laquelle tous les membres de la population active, y compris les chômeurs, repartent avec les mêmes chances de trouver de l'emploi. Cette hypothèse est très peu réaliste

---

(1) Nous avons estimé les dépenses spécifiques à la vie urbaine à 13,4 D par an et par personne pour l'année 1982; cette estimation résulte d'une comparaison entre les structures des dépenses des ouvriers et des exploitants agricoles d'une part et de celles des ouvriers non agricoles d'autre part (voir plus loin dans le texte).

puisque la concurrence porte généralement sur les nouveaux emplois créés plutôt que sur tous les postes déjà occupés et qu'elle interesse surtout les personnes qui n'ont pas eu encore d'emplois réguliers. De ce fait la probabilité de trouver un emploi devrait être définie par le rapport du nombre de nouveaux emplois créés à celui des personnes sans emploi régulier. En outre le modèle Harris-Todaro ne rend pas compte du phénomène d'émigration vers le secteur urbain informel<sup>(1)</sup>. On présente dans ce qui suit un modèle alternatif qui remédie à ces insuffisances et les estimations du paramètre  $h$  qui en découlent.

### 3 b) Un modèle d'émigration et Estimation du flux migratoire $h$ .

Dans ce modèle alternatif on suppose que la population urbaine se répartit entre trois groupes : un groupe qui travaille dans le secteur structuré (1), un deuxième qui s'emploie dans l'informel (2) et un troisième groupe de chômeurs (3). Il existe aussi trois catégories d'actifs : ceux qui désirent travailler uniquement dans le structuré, ceux qui visent l'informel et ceux qui s'interessent aux deux secteurs à la fois. Evidemment la probabilité de trouver un emploi dans un secteur est plus forte pour les individus qui consacrent tous leurs efforts à ce secteur que pour ceux qui recherchent de l'emploi dans les deux secteurs.

Les salaires dans le structuré sont plus élevés que les revenus gagnés dans l'informel ou le rural; L'obtention d'un emploi est cependant plus facile dans l'informel qui est généralement plus concurrentiel et présente moins de barrières d'entrée que le secteur structuré. Il n'est toutefois pas accessible à tous car d'une part un certain capital est requis pour acquérir un minimum de matériel, et d'autre part l'expansion de l'emploi informel dépendrait de la croissance

---

W. Cole et R. Sanders,

"Internal Migration and urbanization in the third world *América Economic*, June 1985.

du secteur structuré. Il y'aura donc des actifs qui n'étant occupés ni dans l'un ni dans l'autre des deux secteurs urbains restent en chômage. La population urbaine active sera alors :

$$(5) \quad L = N_s + N_i + \sum_j^3 N_{uj}$$

$N_s$  et  $N_i$  sont respectivement les effectifs employés dans le structuré et l'informel;  $N_{u1}$  : nombre de chômeurs recherchant de l'emploi dans le structuré uniquement;  $N_{u2}$  : chômeurs recherchant de l'emploi dans l'informel et  $N_{u3}$  : chômeurs s'intéressant aux deux secteurs.

Pour chaque groupe la probabilité de trouver un emploi est le rapport entre le nombre de postes créés et celui des chômeurs concernés. Ainsi pour le premier groupe (actifs s'intéressant uniquement à un emploi dans le structuré) cette probabilité est :

$$(6a) \quad P_s = \lambda N_s / (N_{u1} + \alpha N_{u3})$$

où  $\lambda$  : taux de croissance de l'emploi dans le secteur structuré.

$\alpha$  : poids attaché à un actif qui cherche un emploi dans le structuré ou dans l'informel (groupe 3).

De même la probabilité d'emploi pour le deuxième groupe (s'intéressant uniquement à l'informel) est :

$$(6b) \quad P_i = d N_i / (N_{u2} + \alpha' N_{u3})$$

où  $d N_i$  : nombre de nouveaux emplois qui se créent dans l'informel

$\alpha'$  : poids attaché aux membres du troisième groupe d'actifs cherchant de l'emploi.

Pour le troisième groupe les probabilités ( $p'_s, p'_i$ ) devraient être plus faibles que pour les deux premiers groupes étant donné que leurs efforts sont répartis entre

les deux secteurs.

$$(6c) \quad p'_s = \alpha N_s / (N_{u3} + \theta N_{u1})$$

$$(6d) \quad p'_i = \alpha N_i / (N_{u3} + \theta' N_{u2})$$

$\theta$  et  $\theta'$  étant les poids attachés respectivement aux groupes 1 et 2.

Il existe des relations entre  $\alpha$  et  $\theta$ , et  $\alpha'$  et  $\theta'$ . Si  $\alpha$  est par exemple égal à 1/3, ceci signifie qu'une personne du groupe 3 compte trois fois moins qu'une autre personne du groupe 1 qui consacre tout son temps à la recherche d'emploi dans le structuré. Inversement une personne du groupe 1 compte trois fois plus qu'une autre du groupe 3.

Ceci implique que  $\alpha = 1/\theta$ ; de même  $\alpha' = 1/\theta'$

Il en résulte les relations suivantes entre  $p_s$  et  $p'_s$ , et  $p_i$  et  $p'_i$  :

$$p'_s = \frac{1}{\theta} p_s$$

$$p'_i = \frac{1}{\theta'} p_i$$

La population active se répartit entre le milieu rural et les trois groupes du milieu urbain (occupés dans le structuré, occupés dans l'informel et chômeurs) en fonction des écarts de revenus et des probabilités d'emploi. Les relations d'équilibre sont :

$$(7a) \quad W_a = p_s W_s$$

$$(7b) \quad W_a = p_i W_i$$

$$(7c) \quad W_a = p'_s W + p'_i W_i$$

avec  $W_a$ ,  $W_s$ ,  $W_i$  respectivement le produit marginal agricole, le salaire dans le structuré et le revenu dans l'informel.

L'équation (7a) s'applique au groupe d'actifs qui visent le structuré (groupe I). Elle signifie qu'ils n'ont plus intérêt à émigrer vers le milieu urbain si l'espérance mathématique de  $W_s$  (soit  $p_s W_s$ ) tombe au niveau du produit marginal agricole (conformément à H.T). De manière similaire, l'équation (7b) s'applique au groupe II tandis que l'équation (7c) traduit l'équilibre pour le groupe III, la somme de gauche étant l'espérance mathématique de gain en milieu urbain<sup>(1)</sup>.

Le flux de migration,  $h$ , occasionné par la création d'un emploi dans le structuré est obtenu en différenciant la relation (5) :

$$(5') \quad dL/dN_s = 1 + dN_i/dN_s + \sum_j^3 dN_{uj}/dN_s$$

En différenciant les équations (6) par rapport à  $N_s$  on obtient :

$$\sum_j^3 dN_{uj}/dN_s = \delta \left( \frac{1}{p_s} + \frac{dN_i/dN_s}{p_i} \right)$$

$$d'où (5'') \quad h = dL/dN_s = 1 + dN_i/dN_s + \delta \left( \frac{1}{p_s} + \frac{dN_i/dN_s}{p_i} \right)$$

L'emploi dans le secteur informel est lié à l'expansion du secteur structuré, la relation étant  $dN_i/dN_s = u$ , le paramètre  $u$  étant le nombre d'emplois qui se créent dans l'informel lorsqu'un emploi est créé dans le structuré.

Enfin pour trouver la valeur du paramètre  $h$  il suffit de combiner la relation (5'') avec les équations d'équilibre (7) :

(1) Pour que les 3 équations soient compatibles, il faut que

$$\frac{p'_s}{p_s} + \frac{p'_i}{p_i} = 1, \text{ ou encore } \frac{1}{\beta} + \frac{1}{\beta'} = 1$$

$$(5''') : h = 1 + u + \gamma (W_s/W_a + u W_i/W_a)$$

Le paramètre  $h$  fait donc intervenir  $u$  défini ci-dessus, le taux de croissance de l'emploi dans le structuré,  $\gamma$ , et les deux rapports de revenus  $W_s/W_a$  et  $W_i/W_a$ .

4) Formule d'estimation du paramètre  $u$  :

La formule du paramètre  $u$ , qui lie l'augmentation du volume de l'emploi dans l'informel à celle dans le structuré, peut être dérivée à l'aide du modèle simple suivant <sup>(1)</sup> :

Supposons que ces deux secteurs se caractérisent par les fonctions de production suivantes :

$$Q_s = F(N_s, K_s) \quad \text{pour le structuré}$$
$$\text{et } Q_i = G(N_i, K_i) \quad \text{pour l'informel}$$

$F$  et  $G$  dénotent les fonctions de production respectives,  $K_s$  et  $K_i$  les stocks de capital et  $Q_s$ ,  $Q_i$  les quantités produites.

Si la main d'oeuvre est rémunérée à sa productivité marginale les relations suivantes seront vérifiées :

$$d Q_s = W_s dN_s$$
$$\text{et } d Q_i = W_i dN_i$$

Le secteur informel et le secteur structuré sont liés en ce sens qu'une fraction,  $\beta_s$ , de tout nouveau revenu engendré dans le structuré ( $=W_s dN_s$ ) est consacrée à l'achat de produits de l'informel; Par ailleurs une fraction,  $\beta_i$ , du revenu de l'informel est dépensée sur ces mêmes produits.

---

(1) Ce modèle simple est inspiré de Mazardar (1975).

Il résulte de la condition d'équilibre entre variations de l'offre et de la demande que

$$dQ_i = \frac{\beta_s}{1 - \beta_i} W_s dN_s = W_i dN_i$$

ce qui implique

$$(8) \quad u = \frac{d N_i}{d N_s} = \frac{\beta_s}{1 - \beta_i} \frac{W_s}{W_i}$$

Pour estimer  $u$  il faut connaître le revenu dans le secteur informel et adopter des hypothèses concernant les paramètres  $\beta_s$  et  $\beta_i$ .

5) Estimation du prix d'efficacité traditionnelle de la main d'oeuvre :

Pour estimer le prix d'efficacité ou coût d'opportunité de la main d'oeuvre non qualifiée on reprend la formule générale (1)

$$(1) : CO = h W_a - u W_i$$

En substituant (5''') dans (1) on obtient la formule à estimer :

$$(1') : CO = \left[ (1+u) W_a + \gamma (W_s + u W_i) \right] - u W_i$$

On procédera donc à l'estimation des différents paramètres de (1) ou de (1')

Le salaire moyen industriel des ouvriers non qualifiés ( $W_s$ ) aurait été de 1062 D en 1982. En ce qui concerne le revenu gagné dans l'informel ( $W_i$ ), on a exploité l'Enquête de J.Charmes relative à ce secteur (1982). Charmes fait une distinction entre l'emploi informel localisé et le non localisé, mais ce qui nous intéresse, c'est l'ensemble du secteur non structuré urbain, qu'il ait été directement recensé dans l'enquête ou pas.

L'enquête se rapporte à l'année 1977 pour toutes les industries manufacturières. Les données sont résumées dans le tableau suivant :

Emploi et Production (structuré et non structuré) (1977)

	Secteur structuré urbain  (1)	Secteur non structuré localisé urbain (2)	Secteur non structuré non localisé et secteur rural (3)
Emploi (millions)	103,727	47,374	105,959
Valeur ajoutée totale (1000 D)	203.300	44.086	43.755
V A /tête (D)	1960	924	460

Source : Tableau 14 de J.Charmes (1982)

La valeur ajoutée par actif s'est élevée à 1960 D dans le secteur structuré (1), à 924 D dans le secteur non structuré localisé urbain, et à 460 D dans le non structuré non localisé urbain et rural (3). On estime le revenu dans l'ensemble du secteur non structuré urbain (localisé et non localisé) à partir des chiffres des secteurs (2) et (3) du tableau précédent. Le volume de l'emploi urbain non structuré est égal à 2/3 de l'effectif total du secteur (3)<sup>(1)</sup>. Pour l'ensemble du secteur urbain non structuré la valeur ajoutée par actif est une moyenne pondérée par les effectifs des valeurs ajoutées dans les secteurs 2 et 3, soit

$$\text{Valeur ajoutée/actif dans le non structuré urbain} = \frac{924 \times 47\,374 + 460 \times 70\,639}{47\,374 + 70\,639} = 645 \text{ D}$$

Pour obtenir le revenu du travail il faut retrancher des 645 D la part qui revient au facteur capital. L'intensité capitaliste du secteur informel étant faible on suppose que cette part ne dépasse pas 0,2, ce qui donne une rémunéra-

(1) Voir étude de Charmes.

tion moyenne du travail de 516 D pour 1977. Faute de données sur le secteur informel pour l'année 1982 on suppose que le rapport des rémunérations moyennes dans l'informel et dans le structuré n'a pas changé entre 1977 et 1982. En outre, la part du travail dans la valeur ajoutée manufacturière s'élevant à 0,5<sup>(1)</sup> dans le structuré, la rémunération moyenne serait de 980 D en 1977. Le rapport  $W_i/W_s$  aurait été donc de 0,53.

En appliquant ce ratio au salaire industriel moyen de 1982 (1062 D), le revenu du travail dans l'informel ( $W_i$ ) aurait été de 563 D. Toutefois le rapport de 0,53 calculé sur la base des données de Charms sous-estime le rapport réel puisqu'il considère que tous ceux qui se sont déclarés chômeurs dans le recensement de la population de 1975 étaient des travailleurs clandestins (selon lui il n'y avait donc pas de chômage); Pour tenir compte du chômage qui a été négligé dans l'enquête nous optons pour un ratio de 0,6, ce qui donne un revenu,  $W_i$ , de 637 D qui est plus élevé que le produit marginal agricole estimé dans la section I de ce chapitre à 450 D environ.

---

(1) La note de l'IEQ/HG/841120 donne une part du travail de 0,55 en 1977 et de 0,64 en 1978. Toutefois les données de l'Enquête de Charms et ces résultats ne sont pas comparables puisque Charms distingue entre le secteur structuré et le secteur non structuré, ce dernier étant moins capitalistique que le premier; c'est pour cette raison qu'on opte pour la part plus faible de 0,5.

La relation (8) permet alors de déterminer la valeur du paramètre  $u$ . Nous supposons  $B_s = \beta_i = 0.2$  (même propension marginale à consommer les produits de l'informel). Il en résulte une valeur de  $u$  de 0.41, ce qui signifie que chaque nouvel emploi crée dans le secteur structuré engendre par le biais de la demande 0.41 emploi dans le secteur informel.

La valeur du paramètre  $h$  s'obtient en substituant celle de  $u$  dans la relation (5''). Pour le paramètre  $\gamma$ , qui est le taux de croissance de l'emploi dans le secteur structuré, nous retenons la valeur de 0.043 qui a été le taux de croissance annuel moyen de l'emploi dans le secteur productif non agricole pendant la période 1976-1981. Le paramètre  $h$  prend alors la valeur de 1.54. Il est à remarquer que cette valeur ne varie que très peu lorsque les écarts entre les revenus :  $w_s/w_a$  et  $w_i/w_a$ , sont modifiés. Pour que ces derniers rendent compte des différences réelles de niveau de vie ils devraient être ajustés par les dépenses spécifiques à la vie urbaine qu'on a estimées à 15.8% du revenu urbain. avec un coefficient d'ajustement de 20%, la valeur  $h$  devient 1.51.

Le prix d'efficacité traditionnelle s'obtient en substituant les valeurs de  $h$ ,  $u$ ,  $w_a$ ,  $w_i$  dans la relation (1). Evalué en prix internes il s'élève à 432 D pour  $h = 1.54$  et à 418 D pour  $h = 1.51$ , ces prix sont plus faibles que la productivité marginale agricole malgré le départ de 1.5 actifs ruraux pour chaque nouveau emploi créé dans le secteur urbain structuré. Ceci s'explique par le fait qu'une partie de la perte de production agricole sera compensée par des revenus gagnés dans le secteur informel.

La formule (1) peut être modifiée pour obtenir le prix d'efficacité traditionnelle en prix internationaux.

$$(1^*) : C_0 = h v_a w_a - u v_i w_i$$

où les paramètres  $v_a$  et  $v_i$  sont les coefficients de conversion des produits agricoles et de ceux du secteur informel ; ainsi  $v_a$  est le rapport du prix international au prix interne à la production des produits agricoles. Pour le blé dur et tendre ce coefficient s'est élevé en 1982 respectivement à 1.2 et 1.05 ; le coefficient moyen basé sur ces deux produits s'élève à 1.12, les prix reçus par le producteur tunisien de céréales étaient en 1982 inférieurs de 12% en moyenne aux prix à l'importation. Pour les produits de l'informel on suppose  $v_i = 1$ .

En prix internationaux le prix d'efficacité traditionnelle devient 570 D pour  $h = 1.54$  et 554 D pour  $h = 1.51$ . Les coefficients de conversion pour la main d'oeuvre sont donnés dans le tableau suivant :

Prix d'efficacité traditionnelle (1982)

	h = 1.54		h = 1.51	
	<u>prix internes</u>	<u>prix mondiaux</u>	<u>prix internes</u>	<u>Prix mondiaux</u>
Prix ( $c_0$ )	432	515	413	500
Coefficient de conversion ( $c_0/w_s$ )	0.41	0.48	0.39	0.47

Les coefficients de conversion transforment le coût effectif de la main d'oeuvre en coût économique. Ainsi le coût économique aurait été égal à une fraction de 0.39 - 0.41 du coût effectif en 1982, si l'évaluation

est faite en prix internes, et à 0.47 - 0.48 si elle est faite en prix internationaux, cette dernière valeur étant plus élevée du fait que la production de céréales se trouve déprotégée vis à vis des importations.

Ainsi le salaire qui reflète la rareté de la main d'oeuvre non qualifiée ne serait que de 0.39 à 0.41 du salaire effectif en prix internes et de 0.47 à 0.48 en prix mondiaux en 1982. Pour d'autres années (1978-1983), le coefficient de conversion basé sur les prix internes a varié entre 0.39 et 0.46 :

Prix d'efficacité traditionnelle et  
coefficients de conversion (1978-83)

	Coût d'opportunité (en dinars)	Salaire effectif ( $w_s$ ) (2)	Coefficient de conversion ( = (1) / (2) )
1978	242	557	0.47
1979	263	603	0.44
1980	284	653	0.43
1981	372	308	0.46
1982	432	1062	0.41
1983	467	1188	0.39

Méthodologie et données : voir annexe ( )

Il y a eu donc entre 1978 et 1983 une tendance vers la hausse du salaire effectif par rapport au coût d'opportunité de la main d'oeuvre ; toutefois, le coefficient de conversion se serait stabilisé depuis 1983 à cause du blocage des salaires.

## CHAPITRE II. PRIX D'EFFICACITE ELARGIE

### 1) Cadre théorique :

Le prix d'efficacité élargie de la main d'oeuvre non qualifiée employée dans le secteur moderne urbain est le coût d'opportunité, estimé dans le chapitre précédent, auquel on ajoute le coût social net de consommation supplémentaire résultant de la création d'un emploi dans ce secteur. Il s'agit de la différence entre la nouvelle consommation de toutes les catégories socio-économiques, entre autres celle de l'émigré embauché dans le secteur moderne et de sa famille, et leur ancienne consommation. Cet accroissement procure certes un avantage aux bénéficiaires mais constitue aussi un coût pour la collectivité, en ce sens que les ressources ainsi utilisées auraient pu être consacrées à l'accumulation du capital. Il en résulte un coût social net positif si la valeur sociale de l'investissement est plus élevée que celle de la consommation immédiate.

Ainsi si l'on dénote par  $v$  la valeur sociale de l'investissement (ou de l'épargne) en termes de consommation immédiate, le coût social net de consommation supplémentaire sera.

$$(9) : \left( c^* - \frac{c}{v} \right) = \text{coût social net de consommation supplémentaire}$$

avec  $c^*$  : valeur en prix mondiaux de la variation de la consommation ;

$c$  : valeur en prix internes de cette variation

$v$  : valeur sociale de l'épargne en termes de consommation immédiate, exprimée en prix mondiaux.

Le rapport  $\frac{c}{v}$  est alors le bénéfice social de la consommation supplémentaire. Dans l'optique d'efficacité élargie on ne tient pas compte de la manière

dont cette consommation est répartie entre les diverses catégories de ménages.

Dans la littérature économique trois raisons ont été évoquées pour justifier une valeur de  $v$  supérieure à l'unité : les distorsions du marché financier local, les distorsions sur le marché du travail et la non prise en compte par les ménages du caractère public de l'épargne. Selon ce dernier argument, les ménages fixent leur épargne en vue d'accroître leur propre niveau de vie futur alors qu'ils devaient tenir compte aussi du bien-être des générations futures. L'épargne serait alors insuffisante du point de vue des intérêts de toutes les générations, si elle résulte uniquement de décisions individuelles. Par ailleurs, l'épargne peut avoir à la marge une valeur sociale plus élevée que la consommation immédiate, même si l'investissement est jugé optimal, ceci dans le cas où les emprunts extérieurs sont plus coûteux que l'épargne intérieure ; cette dernière permettrait alors de réduire le coût de l'investissement et peut-être aussi la dépendance vis-à-vis de l'extérieur(1).

Nous estimons la valeur du paramètre  $v$  principalement sur la base des divergences qui puissent exister entre la rentabilité sociale du capital et son coût. Un calcul alternatif sera ensuite effectué compte tenu des distorsions qui affecte le marché du travail (2).

---

(1) Il faut noter toutefois que ceci est de nature à desserrer la contrainte-épargne mais pas nécessairement la contrainte-devises.

(2) Le caractère public de l'épargne est difficile à quantifier ; il présente toutefois une autre raison pour laquelle  $v$  devrait prendre une valeur supérieure à l'unité.

2) Estimation du paramètre v : divergences entre coût et rentabilité du capital

v prend une valeur supérieure à l'unité si le sacrifice de la consommation immédiate a une valeur sociale plus faible que le rendement des projets marginaux. Dans ce cas, l'épargne interne devrait être augmentée par des mesures appropriées : élever les taux d'intérêt créditeurs, accroître les prélèvements fiscaux, si l'Etat a une propension à épargner plus élevée que les autres agents, ou favoriser dans la sélection des projets ceux qui entraînent relativement plus de revenus épargnés que consommés. L'adoption pour le paramètre v d'une valeur supérieure à l'unité permet en effet de tenir compte dans la sélection de projets de leur incidence sur l'épargne.

La valeur de v est alors déterminée par l'écart entre le rendement des projets marginaux et la valeur sociale de la renonciation à la consommation, mesurée par le taux d'intérêt ou le taux d'actualisation de la consommation (TIC) ; ce dernier mesure la dépréciation dans le temps de la valeur sociale de la consommation. La formule de v peut être dérivée de la manière suivante: supposons qu'une unité d'investissement (1 dinar) rapporte chaque période le montant q dont une fraction s est réinvestie. Le rendement social de cet investissement en termes de consommation courante sera :

$$vsq + (1-s)q$$

Si ce rendement se réalise à perpétuité, sa valeur actuelle, qui est par définition la valeur de v, sera

$$v = \frac{vsq + (1-s)q}{i}$$

Ceci implique une valeur de  $v$  égale à

$$(10) \quad v = \frac{(1-s)q}{i-sq}$$

avec  $s$  : propension marginale à épargner de l'ensemble de l'économie.

$q$  : productivité marginale (rendement) du capital, évaluée en prix mondiaux.

$i$  : taux d'actualisation de la consommation qui rend compte de l'arbitrage des pouvoirs publics entre consommation présente et consommation future ; ce taux n'est pas nécessairement le taux d'intérêt en vigueur.

Pour calculer la valeur de  $v$  donnée par la relation (10), il faudrait donc estimer au préalable les paramètres  $q$ ,  $s$  et  $i$ .

a) Estimation du rendement du capital ( $q$ )

Le paramètre  $q$  représente le produit marginal du capital qu'on peut estimer soit sur la base de données microéconomiques sur la rentabilité de certains projets spécifiques, soit à l'aide de données macroéconomiques. Le premier type de données n'étant pas disponible, nous optons pour la deuxième approche.

Partant d'une fonction de production agrégée  $Q = F(K,L)$  où  $Q$  est la valeur ajoutée,  $K$  le stock de capital et  $L$  le volume de l'emploi, on peut obtenir la formule de la productivité marginale du capital ( $F_K$ )

$$(11) \quad F_K = q \frac{Q}{K} - F_L \frac{L}{K}$$

avec  $F_L$  : Productivité marginale de la main d'oeuvre

$\frac{Q}{K}$  : inverse du coefficient marginal du capital

$\frac{L}{K}$  : inverse du coût marginal du capital par emploi créé.

Le calcul de ces deux derniers ratios a été basé sur les séries de stock de capital construites (1). L'estimation de  $F_L$  pose des difficultés. Si le marché du travail est suffisamment concurrentiel et si les entreprises publiques recherchent comme les entreprises privées, la rentabilité la plus élevée pour leurs capitaux le salaire moyen constituerait une bonne approximation de  $F_L$ . Or, les entreprises publiques ont eu toujours tendance, volontairement ou sous des pressions externes, à employer plus de main d'oeuvre qu'il n'est justifié par le critère de rentabilité, ce qui implique un produit marginal inférieur au salaire versé. Pour tenir compte de ce comportement on envisagera deux hypothèses pour la valeur de  $F_L$ : le salaire moyen et comme hypothèse alternative une valeur égale à 2/3 de ce salaire.

Les résultats pour la période 1977-1982 et se rapportant à l'ensemble de l'économie sont donnés dans le tableau suivant :

Produit marginal du capital  $F_K = q$  (2)  
(formule 11, prix constants 1980)

ANNEE	$F_L =$ salaire moyen	$F_L = 2/3$ du salaire moyen
1977	0.005	0.025
1978	0.26	0.28
1979	0.24	0.26
1980	0.35	0.37
1981	0.30	0.32
1982	-0.07	-0.05
1983	<u>0.16</u>	<u>0.16</u>
Moyenne	0.13	0.20

(1) BEQ/93/84/20

(2) Tous les agrégats sont en prix constants de 1980. Le salaire moyen nominal a été déflaté par le déflateur du PIB, le rapport  $Q/K$  est le ratio du PIB au coût des facteurs au stock du capital.

Ce tableau montre que le rendement du capital dans l'ensemble de l'économie aurait été de 18 à 20% en moyenne au cours de la période 1977-1983.

Alternativement à la formule (11) de  $F_L$  qui est vérifiée par toute fonction de production, on pourrait utiliser une deuxième relation vérifiée par une fonction à rendements d'échelle constants :

$$(12) F_K = \frac{Q}{K} - F_L \cdot \frac{L}{Q}$$

La différence de (12) avec (11) est que les ratios output-capital et main d'oeuvre-capital sont des coefficients moyens plutôt que marginaux. L'application de (12) donne les résultats suivants :

Produit marginal  $F_K = q$  (1977-1982)

(Formule 12 ; prix constants 1980)

ANNEE	$F_L =$ salaire moyen	$F_L =$ 2/3 du salaire moyen
1977	0.20	0.27
1978	0.19	0.26
1979	0.21	0.27
1980	0.21	0.27
1981	0.21	0.27
1982	0.19	0.25
1983	0.16	0.23
Moyenne	<u>0.19</u>	<u>0.26</u>

La formule (12) donne une valeur de  $q$  variant entre 16 et 21% si l'on retient le salaire moyen comme mesure de  $F_L$ , et de 23 à 27% si  $F_L$  est égal à 2/3 du salaire. En moyenne le taux de rendement aurait été de 19% avec la première hypothèse et de 26% avec la deuxième.

On pourrait estimer la productivité marginale du capital à l'aide d'une fonction de production encore plus particulière du type Cobb-Douglas. La formule de  $F_K$  devient alors :

$$(13) \quad F_K = \alpha \frac{Q}{K}$$

où  $\alpha$  est l'élasticité de la production par rapport au stock du capital ; faute d'une estimation économétrique fiable de ce paramètre, on est amené à retenir comme valeur la part effective de la rémunération du capital dans la valeur ajoutée, ce qui revient à estimer de manière directe le rendement du capital.

L'estimation directe consiste à rapporter la rémunération effective du capital au stock du capital. La rémunération s'obtient en déduisant de la valeur ajoutée au coût des facteurs la rémunération du travail (salaire + revenu imputé aux travailleurs non salariés), et les amortissements . Le rendement a été calculé pour l'ensemble de l'économie (y compris le secteur administratif), l'ensemble du secteur productif (y compris l'agriculture), et enfin pour le secteur productif non agricole (1).

---

(1) La méthode de calcul retenue ne tient pas compte du rendement des investissements effectués par les Administrations Publiques, qui est difficile à estimer. Les prélèvements fiscaux permettent certes à l'Etat de récupérer une part de ce rendement mais il serait difficile d'en faire ressortir le montant correspondant. Notre estimation sous-estime donc la valeur de  $q$ .

L'application de la méthode directe donne les résultats suivants :

Produit marginal  $F_K = q$  (1977-1982)

(méthode directe)

ANNEE	Ensemble de l'économie	Secteur productif	Secteur productif non agricole
1977	0.16	0.23	0.25
1978	0.16	0.22	0.24
1979	0.16	0.23	0.26
1980	0.17	0.24	0.26
1981	0.12	0.16	0.24
1982	0.15	0.19	0.23
1983	0.12	0.16	0.17
Moyenne	0.15	0.20	0.23

Sources : Valeur ajoutée : - Séries rétrospectives, Ministère du Plan, Juin 1985.

- Budget Economique, 1985

Rémunération du travail, amortissements et stock du capital : IEQ/ HG/841120.

On remarque que le rendement du capital est plus élevé en moyenne dans le secteur productif non agricole (23%) que dans l'ensemble de l'économie (15%) ou le secteur productif dans sa totalité (20%). Toutefois, les taux de 23 et 20% sont des surestimations dans la mesure où l'on ne tient pas compte de la rémunération des investissements administratifs. On constate par ailleurs que le rendement a diminué sensiblement durant les dernières années, passant pour l'ensemble de l'économie de 16-17% jusqu'à 1980 à 12% en 1983.

Il ressort des estimations précédentes que la valeur du paramètre  $q$  varie selon la méthode et les hypothèses retenues pour la fonction de production et la relation entre les salaires et la productivité marginale de la main d'oeuvre. La plupart des taux estimés tombent dans la fourchette de 15 à 20% ; compte tenu de la tendance à la baisse observée pendant les dernières années, nous retenons cette fourchette comme une indication du rendement du capital en Tunisie.

Le rendement ayant été estimé en prix locaux il va falloir le convertir en prix internationaux, (relation (9) en l'ajustant par des coefficients de conversion pour une gamme assez variée de produits et pour les biens d'équipement. Cet ajustement donne

$$F_K^* = q^* = q \cdot \frac{CCS}{CCK}$$

avec CCS : coefficient de conversion standard permettant l'évaluation de la rémunération du capital en prix mondiaux; il exprime le rapport moyen entre prix mondiaux et prix locaux de biens et services échangeables.

CCK : coefficient de conversion spécifique aux biens d'équipement qui réévalue la valeur du capital en prix mondiaux.

Pour ces deux coefficients nous retenons les valeurs estimées dans l'étude de Hughes (1980) ; pour le CCK nous prenons une moyenne simple des coefficients de conversion du bâtiment et des machines industrielles. Les valeurs sont alors 0.66 pour CCS et 0.8 pour CCK, ce dernier étant plus élevé que le premier étant donné que les distorsions qui frappent les biens d'équipement, sont moins sévères que celles qui frappent les autres produits. L'ajustement par ces coefficients donne un rendement de l'ordre de 12,4 à 16.5%.

b) La propension marginale à épargner (s)

Dans la formule (10) ci-dessus le paramètre  $s$  est la part du rendement du capital réinvestie pendant chaque période, qui n'est autre que la propension marginale à épargner ; il faut toutefois savoir de quelle propension il s'agit : du secteur public, du secteur privé ou de toute l'économie. Théoriquement c'est la propension à épargner du secteur public qui est pertinente ; mais comme le rendement n'est pas obtenu dans sa totalité par l'Etat, la propension nationale serait plus appropriée. En outre, la propension marginale étant instable, c'est la propension moyenne qui est susceptible de mieux rendre compte du comportement d'épargne de long terme. Pour la période 1977-83 les résultats sont les suivants :

Propension à épargner (s)

Année	s
1977	0.10
1978	0.11
1979	0.15
1980	0.15
1981	0.14
1982	0.10
1983	0.09
<hr/> Moyenne (1977-1983)	<hr/> 0.12

La propension moyenne a été estimée par le rapport entre l'épargne nette d'amortissements et le produit intérieur net. dans le calcul de  $v$  on retiendra la valeur de 0.12 pour  $s$ , qui est une moyenne sur toute la période 1977-1983.

c) La valeur de i

Le paramètre  $i$  est le taux de dépréciation de la valeur sociale de la consommation dans le temps, appelé aussi taux d'intérêt de la consommation. Il s'agit d'un paramètre en partie subjectif, car il traduit les préférences des pouvoirs publics entre consommation immédiate et consommation future. Une valeur élevée de  $i$  signifie que la consommation présente est très importante par rapport à la consommation future. La valeur de la consommation se déprécie dans le temps pour deux raisons : la première est qu'un dinar de consommation immédiate procure plus de satisfaction qu'une consommation du même montant réalisée dans le futur, ceci traduisant l'impatience que les ménages manifestent pour le présent. La deuxième est que le niveau de vie s'élevant dans le futur, la consommation supplémentaire réalisée dans l'immédiat a plus de valeur que la même consommation obtenue dans le futur (principe de l'utilité marginale décroissante dans le temps). En d'autres termes, parce que l'on devient riche dans le futur la consommation immédiate a plus de valeur que la consommation future. La formule suivante de  $i$  permet de tenir compte de ces deux facteurs.

$$i = ng + f, \text{ avec}$$

$n$  = élasticité de la valeur sociale de la consommation par rapport au niveau de consommation par tête des différentes catégories sociales.

$g$  = taux de croissance de la consommation par tête. Il s'agit d'une moyenne pondérée des taux de croissance de la consommation par tête des différentes catégories sociales.

$f$  = taux de préférence pure pour le temps (taux d'impatience pour le présent).

Puisque le paramètre  $n$  reflète le rythme de dépréciation de l'utilité marginale de la consommation au fur et à mesure que le niveau de vie s'élève dans le temps, il devrait aussi traduire le degré de variation de l'utilité marginale de la consommation entre les différentes catégories de revenus, ces dernières ayant des niveaux de vie différents. En effet, si socialement on juge que l'utilité marginale de la consommation décroît au taux  $n$  pour un individu lorsque son revenu s'élève dans le temps, ce même taux devrait être aussi appliqué à l'évaluation des utilités marginales relatives de différentes catégories de revenu dans le présent.

Ainsi, outre qu'elle montre un rythme de dépréciation inter-temporelle élevée, une valeur élevée de  $n$  implique que les pouvoirs publics attachent une grande importance à une répartition des revenus moins inégalitaire. La valeur du produit  $ng$  serait donc une moyenne, pondérée par des poids sociaux, des taux de croissance de la consommation par tête des différentes catégories de revenu :

$$ng = n \cdot \sum B_i g_i \quad (1), \text{ avec}$$

$$B_i = \frac{(\bar{c}/c_i)^n}{\sum (\bar{c}/c_i)^n} = \text{poids social attaché à la catégorie de revenu } i :$$

$g_i$  = taux de croissance de la consommation par tête du groupe  $i$ .

(1) En prenant une fonction d'utilité à élasticité constante, l'utilité marginale sera  $U_{ci} = (c_i)^{-n}$ . Le taux de décroissance de  $U_{ci}$  est  $\frac{dU_{ci}}{U_{ci}} = ng_i$ . compte tenu des pondérations sociales, on retrouve la formule du texte ( $i = ng + f$ )

$\bar{c}$  = niveau moyen de consommation par tête.

$c_i$  = niveau moyen de consommation par tête du groupe i.

Le calcul des taux de croissance de la consommation par tête pour différentes catégories de revenus ainsi que des poids sociaux est résumé dans le tableau suivant.

Evolution de la consommation par tête  
1975 - 1980 (prix constants de 80), en dinars

Tranche de la population	Consommation par tête		Taux de croissance
	1975	1980	
20% de la population du bas de l'échelle	54	67.8	4.6 %
20 à 60%	122.2	152.9	4.6 %
60 à 90%	240	341.5	7.3 %
90 à 100%	690	793.6	2.8 %
			4.8 %

\* source : enquête de consommation 1980.

Pour le calcul du paramètre i on a retenu les quatre tranches de dépenses montrées dans le tableau précédent. Pour l'ensemble de la population la consommation par tête a cru au taux de 4.8% entre 1975 et 1980.

La valeur du produit ng dépend de n qui est un paramètre subjectif rendant compte de l'attitude de la collectivité à l'égard de la répartition des revenus entre ménages. On envisage trois hypothèses pour ce paramètre :

n = 0.5 : implique que la répartition n'est pas une considération importante.

$n = 1$  : la collectivité s'intéresse modérément à une répartition plus égalitaire.

et  $n = 1,5$  : l'objectif de répartition est assez important.

Compte tenu de ces valeurs alternatives pour  $n$ , les estimations du produit  $ng$  sont les suivantes:

Valeur du produit  $ng$

Tranche de dépense/tête(%)	Valeur de $B_i$ :			$g_i$
	$n = 0.5$	$n = 1$	$n = 1.5$	
0 - 20	0,416	0.579	0.712	4.6
20 - 60	0.276	0.257	0.206	4.6
60 - 90	0.185	0.115	0.064	7.3
90 -100	0.121	0.047	0.017	2.8
$B_i \sum g_i$	4.87	4.8	4.74	
$ng = n \sum B_i g_i$	2.43	4.8	7.11	

Ainsi selon que  $n$  prend la valeur 0,5 ; 1 ou 1,15 , le produit  $ng$  est respectivement 2.4 , 4.8 ou 7.1 . Ce produit est donc relativement sensible à la valeur du paramètre  $n$  qui reflète l'attitude de la collectivité vis à vis de la répartition des revenus.

Il reste à déterminer la valeur du paramètre , le taux de préférence intertemporelle pure ; les économistes recommandent une fourchette de 0 à 5%. Une valeur extrême de 0% implique que la collectivité favorise les projets

à rentabilité lointaine (infrastructure, éducation) alors qu'une valeur de 5% traduit une préférence pour des projets à rentabilité immédiate. Nous retenons la valeur centrale de 2.5%. Avec cette hypothèse la valeur de  $i$  varierait entre 4.93 et 9.6%.

d) Valeur de  $v$  :

Nous disposons ainsi des valeurs des différents paramètres nécessaires à l'estimation de  $v$  à partir de la formule

$$(10) v = (1-s) q^*/(i-sq^*)$$

$q^*$  est compris entre 12.4 et 16.5%

$s$  est de l'ordre de 0.12

et  $i$  varie dans l'intervalle 5 à 9.6%

La relation (10) donne la valeur de  $v$  en termes de consommation immédiate évaluée en prix mondiaux. Pour l'exprimer en prix internes il faut l'ajuster par un coefficient de conversion de la consommation qu'on a calculé à partir de la structure des dépenses rurales et urbaines donnée par l'Enquête de Consommation de 1980 et des coefficients de conversion de Hughes(1980) (voir annexe i). Les coefficients ainsi calculés sont 0.82 pour la consommation rurale et 0.74 pour la consommation urbaine. Ces coefficients seront aussi repris dans l'estimation du taux de salaire de référence pour la collectivité.

La formule de  $v$  devient :

$$(10') : v^* = \frac{(1-s)q^*}{i-sq^*} \frac{1}{ccc}$$

où  $ccc$  est le coefficient de conversion de la consommation pour lequel on prend la moyenne des coefficients du rural et de l'urbain ( $ccc = 0.78$ ).

Valeur du paramètre  $v$

$q^* \backslash i$	<u>0.05</u>	<u>0.073</u>	<u>0.096</u>
0.124	4	2.4	1.7
0.165	6.2	3.5	2.4

Comme le montre le tableau précédent, la valeur de  $v$  est plus sensible au paramètre  $i$  qu'au paramètre  $q^*$ . Nous étudierons la sensibilité du prix d'efficacité élargie de la main d'oeuvre à la valeur de  $v^*$ .

3) Distorsions du marché du travail et valeur v :

Certains auteurs ont suggéré d'estimer le paramètre  $v$  à l'aide d'une relation fondée sur les distorsions qui existent sur le marché du travail(1). Les distorsions résultent du caractère dualiste de ce marché, en ce sens que la productivité et les salaires dans le secteur moderne sont plus élevés que dans le secteur traditionnel. Le premier secteur est protégé alors que le deuxième se trouve régi plus ou moins par la concurrence. Ce dernier se caractérise généralement par une faible intensité capitalistique et un surplus de main d'oeuvre.

Afin de résorber ce surplus on pourrait envisager d'accroître l'emploi dans le secteur moderne où le salaire administré dépasserait la productivité marginale de la main d'oeuvre. Cette action entraîne une consommation supplémentaire qui, en partie, se réalise aux dépens des profits des entreprises ou des fonds publics disponibles à l'investissement. De là se dégage un arbitrage que la collectivité doit trancher : créer des emplois immédiats dans le secteur moderne afin de résorber la main d'oeuvre excédentaire, ou favoriser l'épargne, la croissance et donc la consommation future ; tout dépend de la valeur sociale relative de l'épargne ou de l'investissement par rapport à la consommation immédiate, donc de la valeur de  $v$ . Si pour la collectivité la consommation a la même valeur que l'investissement, l'emploi dans le secteur moderne serait poussé jusqu'à un niveau relativement faible de sa productivité. Par contre, si l'investissement a une valeur sociale nettement supérieure à celle de la consommation, très peu du surplus de main d'oeuvre serait résorbé dans l'immédiat. D'un arbitrage optimum découle une relation d'équilibre entre le coût d'opportunité de l'investissement manqué et la consommation gagnée suite

---

(1) Lance Taylor, " Macro Models for Developing Countries", McGraw Hill, 1979.

à la création de nouveaux emplois. Cette relation est :

$$(11) \quad v (W_s - F_L^m) = W_s - F_L^t$$

avec  $F_L^m$ ,  $F_L^t$  : productivités marginales de la main d'oeuvre respectivement dans le secteur moderne et le secteur traditionnel (modèle dualiste). Le terme de droite de cette équation est l'accroissement de la consommation, alors que celui de gauche représente la valeur de la baisse d'investissement. Cette équation(1) donne une valeur pour  $v$  égale à

$$v = \frac{W_s - F_L^t}{W_s - F_L^m}$$

Le problème que pose l'utilisation de cette formule c'est que la productivité marginale,  $F_L^m$ , qui devrait être calculée au niveau d'emploi optimum, est difficile à déterminer. Pour le résoudre, nous supposons, comme dans l'estimation du rendement du capital, que  $F_L^m$  est égale aux 2/3 du salaire moyen de la main d'oeuvre non qualifiée. Ceci implique que l'emploi a été poussé au delà de ce qui est justifiable par la productivité de la main d'oeuvre. Sur la base de cette hypothèse et avec les valeurs utilisées précédemment pour  $W_s$  et  $F_L^t$  ( $W_s = 1062$  D,  $F_L^t = 450$  D pour l'année 1982) le paramètre  $v$  prend la valeur de 1.72 ; cette valeur est faible par rapport aux estimations de  $v$  fondées sur les distorsions du marché financier mais est à peu près égale à celle qui correspond à un rendement du capital de 12,4% et un taux d'actualisation de la consommation(1) de 9.6%(1).

Ainsi il est difficile de se fixer une valeur précise de  $v$ . Tout ce que les estimations précédentes permettent de faire, c'est de délimiter l'intervalle dans lequel

---

(1) Voir Lance Taylor (1979) pour une dérivation plus systématique.

(2) Il faudrait rapprocher aussi bien sur le plan théorique qu'empirique les deux méthodes de calcul de  $v$ .

une valeur de  $v$  raisonnable devrait se situer. Selon les valeurs que prennent les paramètres  $i$  et  $q$ ,  $v$  varie entre 1.7 et 6.2.

#### 4) Le prix d'efficacité élargie (PEE)

Ayant calculé  $v$  il nous reste d'estimer les variations de la consommation pour chaque catégorie de ménage concernée directement ou indirectement par la création de nouveaux emplois dans le secteur structuré. Ces variations sont les suivantes :

a) Variation de la consommation des ménages ruraux restant dans le milieu rural sans compter l'effet de l'emploi de chômeurs urbains.

$$(12) C_1 = h (b_a C_a - v_a W_a) - (h - q_s - u q_i) b_c C_c$$

$b_a$  : coefficient de conversion pour la consommation marginale rurale.

$b_c$  : Coefficient de conversion pour la consommation des chômeurs urbains ;  $C_c$  = consommation des chômeurs urbains.

$C_a$  : consommation des ménages ruraux à faible revenu

$v_a$  : coefficient de conversion pour la production rurale

$q_s$  : la probabilité pour que l'emploi créé dans le secteur moderne urbain soit occupé par un nouvel émigré rural.

$q_i$  : la probabilité pour qu'un emploi créé dans l'informel soit occupé par un nouvel émigré rural.

$u$  : Le nombre d'emplois créés dans l'informel pour chaque emploi créé dans le secteur moderne urbain. Cette valeur a été estimée à 0.11 (voir chapitre coût d'opportunité).

D'après la formule (12) , les ménages ruraux gagnent  $h (b_a C_a - v_a W_a)$  et perdent  $(h - q_s - uq_i) b_c C_c$  sous forme de financement de la consommation des émigrés ruraux n'ayant pas trouvé de l'emploi dans le milieu urbain (ni dans l'informel, ni dans le secteur moderne).  $(h - q_s - uq_i)$  est le nombre d'émigrés restant chômeurs ;  $uq_i$  est la probabilité pour que l'émigré rural trouve de l'emploi dans l'informel. Nous estimerons  $q_s$  et  $q_i$  par la suite

b) Variation de la consommation des émigrés ayant trouvé de l'emploi dans le structuré.

$$(13) C_2 = q_s (b_s W_s - b_a C_a), \text{ avec}$$

$b_s$  : Coefficient de conversion pour la consommation des employés dans le structuré.

Les émigrés ayant trouvé de l'emploi dans le structuré consommaient avant  $C_a$  et consomment maintenant  $W_s$  en supposant qu'ils ne font pas d'épargne.

c) Variation de la consommation des émigrés ayant trouvé de l'emploi dans l'informel.

$$(14) C_3 = uq_i (b_i W_i - b_a C_a), \text{ avec}$$

$b_i$  : coefficient de conversion pour la consommation des employés dans l'informel.

Les émigrés ayant trouvé de l'emploi dans l'informel consommaient avant  $C_a$  , et consomment maintenant  $W_i$ .

d) Variation de la consommation des chômeurs urbains ayant trouvé de l'emploi dans le structuré.

$$(15) C_4 = (1 - q_s) (b_s W_s - b_c C_c)$$

e) Variation de la consommation des chômeurs urbains qui trouvent de l'emploi dans l'informel.

$$(16) C_5 = u (1 - q_i) b_i W_i - b_c C_c$$

f) Variation de la consommation des émigrés restant chômeurs dans le milieu urbain.

$$(17) C_6 = (h - q_s - uq_i) (b_c C_c - b_a C_a)$$

g) Variation de la consommation des ménages ruraux qui financent les chômeurs urbains (non émigrés)

$$(18) C_7 = (1 - q_s) (b_a C_c) + u (1 - q_i) b_a C_c (1)$$

Il est à noter que  $C_7$  doit être ajouté à  $C_1$  pour trouver l'impact total sur la consommation des ruraux restant dans le milieu rural. Nous supposons que les chômeurs urbains non émigrés sont des anciens émigrés supportés par les ménages ruraux. Ayant trouvé du travail, soit dans le structuré soit dans l'informel, ils n'auront plus besoin d'être supportés par les ménages ruraux.

La variation totale de la consommation est donc

$$(19) C = C_1 + C_2 + C_3 + C_4 + C_5 + C_6 + C_7$$

Nous estimons dans ce qui suit les probabilités  $q_s$  et  $q_i$ .

Estimation de  $q_s$  et  $q_i$  :

(1) Il est à remarquer que pour l'évaluation de  $C$  nous avons appliqué le coefficient de conversion  $b_a$  (pour consommation rurale) et non  $b_c$  (consommation des chômeurs urbains), car ce sont les ruraux qui bénéficient de cette consommation.

Ces probabilités sont définies comme suit :

$$q_s = \frac{a h dN_s}{ah dN_s + N_{u1} + N_{u3}}$$

où  $a$  est la proportion des émigrés qui participent avec les chômeurs urbains à la recherche d'emplois dans le structuré. Le numérateur exprime le nombre d'émigrés cherchant du travail dans le structuré. Le dénominateur indique le nombre total des individus cherchant de l'emploi dans ce secteur (émigrés, chômeurs urbains, du groupe I et chômeurs urbains du groupe III).  $dN_s$  est le nombre d'emplois nouveaux créés dans le structuré.

De la même manière nous définissons

$$q_i = \frac{(1-a) h dN_s}{(1-a) h dN_s + N_{u2} + N_{u3}}$$

avec  $(1-a)$  proportion des émigrés s'intéressant à l'emploi dans l'informel. Le dénominateur exprime le nombre des individus cherchant de l'emploi dans le secteur informel.

Idéalement le paramètre  $a$  doit être déterminée d'une manière endogène, à partir du modèle. Nous avons toutefois opté pour l'hypothèse que  $a$  et  $(1-a)$  sont proportionnels aux parts de l'emploi du structuré et informel dans l'emploi urbain total. Plus précisément, nous supposons que

$a = \frac{1}{1+u}$  et  $(1-a) = \frac{u}{1+u}$ , où  $u$  est définie dans le texte (estimé à 0.41). Ceci implique une valeur pour  $a$  de 0.71.

Cette hypothèse signifie que les émigrés cherchant du travail dans le milieu urbain se répartissent entre le secteur structuré et le secteur informel au prorata du nombre d'emplois créés dans chacun (1 emploi est créé dans le structuré et  $u$  emplois sont créés dans l'informel, soit un total de  $1 + u$ ).

En utilisant les définitions des probabilités  $p_s$  et  $p_i$  ( voir plus haut dans le texte (1))

$$p_s = \frac{dN_s}{N_{u1} + N_{u3}} \quad \text{et} \quad p_i = \frac{dN_i}{N_{u2} + N_{u3}}$$

nous obtenons les équations suivantes :

$$q_s = \frac{ah}{ah + 1/p_s} \quad \text{et} \quad q_i = \frac{(1-a)h}{(1-a)h + u/p_i}$$

avec  $h = 1,54$  ou  $1,51$  ;  $u = 0,41$  ,  $p_s = \frac{W_a}{W_s} = 0,42$  et

$p_i = 0,70$ , nous obtenons  $q_s = 0,31$  et  $q_i = 0,43$ .

Nous disposons maintenant des valeurs des différents paramètres nécessaires à l'estimation de la variation totale de la consommation et au calcul du prix d'efficacité élargie.

Valeur d'autres paramètres :

Valeur de  $W_a$  : La valeur de 450 D donnée à  $W_a$  est le produit marginal dans le milieu rural évalué en prix domestiques (voir chapitre I, coût d'opportunité). La valeur en prix mondiaux est plus élevée en Tunisie du fait que l'agriculture se trouve déprotégée. Etant donné un coefficient de conversion de 112 pour la production agricole,  $W_a$  serait alors de l'ordre de 504 dinars.

---

(1) Nous rappelons que  $p_s$  est la probabilité de se faire recruter dans le secteur moderne perçue par tous ceux qui s'intéressent uniquement au secteur structuré (les émigrés potentiels du groupe I et les chômeurs urbains).  $p_i$  est la probabilité de se faire recruter dans le secteur moderne perçue par tous ceux qui s'intéressent aux deux secteurs à la fois (structuré et informel).  $q_s$  doit donc être en principe une fonction de  $p_s$  et  $p_i$ . Dans la formule de  $q_s$ ,  $p_i$  n'apparaît pas à cause de notre hypothèse sur  $a$ . La même remarque est valable pour  $q_i$ .

Valeur de  $C_a$  :  $C_a$  est le niveau de consommation par ménage des catégories à revenu faible susceptibles d'émigrer vers la ville, à la recherche de meilleures conditions de vie. Nous avons supposé (voir chapitre I, coût d'opportunité) que 50% de la population rurale correspond à ce type de ménages. Pour les ménages dont le chef est exploitant agricole la consommation est de 598 D ; pour ceux dont le chef est ouvrier agricole, ce niveau de consommation est de 521 D. Une moyenne simple donne une valeur pour  $C_a$  de 550 D qu'on retient dans nos calculs.

Valeur  $C_c$  : Le paramètre  $C_c$  est la consommation des ménages urbains dont le chef est chômeur. Nous avons supposé que ce type de ménage a 4.4 personnes au maximum. Même si toute la famille émigre, certains membres pourraient décider de retourner au milieu rural. Sur la base d'un minimum de consommation par personne (revenu "critique", voir plus loin dans le texte), ce type de ménage consomme 360 D.

Pour la conversion de la valeur de la consommation en prix mondiaux les coefficients sont respectivement de 0.82 pour  $b_a$  (consommation rurale), et 0.74 pour  $b_s = b_i = b_c$  (consommation urbaine).

Prix d'efficacité élargie (PEE) :

Ce prix est donné par la formule

$$PEE = CO + ( C^* - \frac{C}{v^*} )$$

où CO est le prix d'efficacité traditionnel qui a été à 515 dinars en prix internationaux pour l'année 1982 (pour  $h = 1.54$ ). Le coût de la consommation supplémentaire ( $C^*$ ) s'est élevé en prix internationaux à 230 dinars alors que le bénéfice varie selon la valeur que prend  $v^*$  dont les estimations se situent entre 1.7 et 6.2 selon les valeurs des paramètres  $q^*$  et  $i$ . Le tableau suivant montre le PEE

et le coefficient de conversion du coût salarial correspondant en fonction de  $v^*$ .

PEE et le coefficient de conversion  
du coût de la main d'oeuvre :

$v^*$	Coût net de consommation supplémentaire (dinars)	P E E (dinars)	Coefficient de conversion $PPE/w_s$
1,7	-163,5	351,5	0,33
2,4	- 48,7	466,3	0,44
3,5	38,8	553,8	0,52
4	62,8	577,7	0,54
6,2	12,2	637	0,60

Les valeurs de PEE et du coefficient de conversion varient de manière assez sensible en fonction du paramètre  $v^*$ , de 351,5 dinars et 0,33 respectivement pour  $v^* = 1,7$ , à 637 dinars et 0,60 pour  $v^* = 6,2$ . Toutefois on devrait rejeter les valeurs extrêmes de  $v^*$  qui sont imputables à une valeur de  $i$  ou de  $q^*$  trop élevée. En ce qui concerne le rendement du capital en prix mondiaux, la tendance des dernières années indique un taux relativement faible dans le futur, si bien que  $q^*$  serait plus proche de la borne inférieure de 12,4% de l'intervalle estimé que de la borne supérieure de 16,5%. En outre, le paramètre  $i$  a été calculé en supposant une croissance de la consommation par tête au rythme de 4,8% qui était le taux de croissance entre les années 1975 et 1980. Or cette performance était réalisée grâce à une conjoncture très favorable. L'évolution lente de la consommation depuis 1982 montre qu'il serait très difficile d'atteindre dans le futur le rythme de croissance réalisé dans les années soixante dix. Par ailleurs l'hypothèse d'une valeur de 0.5 pour le paramètre  $n$  ne serait

pas "conforme" à l'attitude de la collectivité à l'égard de la distribution des revenus puisqu'elle implique une négligence des considérations de répartition. Il est certes difficile de déterminer la valeur réelle de ce paramètre mais elle serait plus proche de 1 ou de 1.5 que de 0.5. Compte tenu de ces ajustements, la valeur de  $v^*$  se situerait entre 3.5 et 4.5(1), ce qui implique pour le PEE des coûts respectifs de 554 et 596 dinars, et pour le coefficient de conversion les ratios de 0.52 et 0.56. Dans l'optique de l'efficacité élargie le coût réel de la main d'oeuvre non qualifiée ne représenterait que 52 à 56% du salaire effectif.

---

(1) Les valeurs de 3.5 et 4.5 s'obtiennent respectivement pour  $n = 1.5$  et 1, en supposant un taux de croissance de la consommation par tête de 2% et  $q^* = 12,4\%$ .

III - PRIX DE REFERENCE SOCIAL :

1) Cadre théorique :

L'estimation du prix de référence d'efficacité élargie a été faite à partir du coût d'opportunité (chapitre I) auquel on a ajouté le coût social net de consommation supplémentaire, ce dernier étant déterminé par la différence entre le coût et le bénéfice de consommation supplémentaire résultant de la création d'un emploi nouveau dans le secteur moderne (chapitre II). Ce bénéfice a été évalué en termes du numéraire V qui est la valeur exprimée en prix mondiaux d'un dinar épargné en termes de consommation immédiate. Comme il a été noté auparavant, le paramètre V ne tient pas compte de l'objectif de répartition des revenus ; autrement dit il implique qu'un dinar de consommation supplémentaire procure la même utilité pour tous les bénéficiaires.

Le prix de référence social prend en compte l'objectif de répartition en pondérant les bénéfices de consommation supplémentaire allant aux différentes catégories socio-économiques par des poids sociaux ; c'est comme s'il s'agissait d'une valeur de v différente pour chaque catégorie.

La formule qu'on utilise pour l'évaluation du bénéfice total de consommation supplémentaire est la somme des éléments suivants pour :

1) Les ménages ruraux à faible revenu restant dans le milieu rural :

$$\gamma_a h (C_a - W_a) - (h - q_s - uq_i) C_c + (1 - q_s) C_c + u(1 - q_i) C_c$$

avec  $\gamma_a$  : poids social attaché à cette catégorie.

2) Les émigrés employés dans le secteur structuré.

$$\frac{1}{2} (\psi_a + \psi_s) q_s (W_s - \bar{C}_u - C_a), \text{ avec}$$

$\bar{C}_u$  = dépenses de consommation spécifiques à la vie urbaine.

$$\frac{1}{2} (\psi_a + \psi_s) : \text{ poids social attaché à cette catégorie.}$$

Il s'agit d'une moyenne simple des poids sociaux attachés respectivement aux ménages ruraux restant dans le milieu rural et à ceux dont le chef est employé dans le structuré.

3) Les émigrés employés dans l'informel.

$$\frac{1}{2} (\psi_a + \psi_i) u q_i (W_i - \bar{C}_u - C_a)$$

4) Les chômeurs urbains trouvant de l'emploi dans le structuré.

$$\frac{1}{2} (\psi_c + \psi_s) (1 - q_s) W_s - C_c)$$

5) Les chômeurs urbains trouvant de l'emploi dans l'informel.

$$\frac{1}{2} = (\psi_c + \psi_i) u (1 - q_i) (W_i - C_c)$$

6) Les émigrés ruraux restant chômeurs

$$\frac{1}{2} (\psi_a + \psi_c) (h - q_s - uq_i) (C_c - \bar{C}_u - C_a) \quad (1)$$

Pour estimer ce bénéfice total, on doit évaluer  $\bar{C}_u$  et les différents poids sociaux  $\psi_a$ ,  $\psi_i$ ,  $\psi_s$  et  $\psi_c$  qui correspondent respectivement aux ménages ruraux, à ceux employés dans l'informel, à ceux employés dans le structuré et aux chômeurs urbains.

## 2) Estimation :

$\bar{C}_u$  constitue les dépenses spécifiques à la vie urbaine qui n'apportent rien au bien-être de l'individu (dépenses supplémentaires pour logement, transport, énergie etc...). Pour estimer ces dépenses nous comparons les structures de dépenses des ouvriers non agricoles vivant dans le milieu urbain à celles des petits exploitants et ouvriers agricoles. Selon l'enquête de consommation de 1980 les premiers ont dépensé 40,4 D par personne et par an sur l'habitation, le transport et les communications de plus que les seconds. Une partie de cette différence est attribuable à une différence de revenu ou de dépense totale. Cette dernière s'élève à 231 D par personne et par an pour les ouvriers non agricoles et à 154 D en moyenne pour les ruraux. En appliquant des propensions marginales à dépenser sur l'habitation et le transport basées sur les structures de dépenses par tête selon les tranches de dépenses (enquête de consommation 1980, p. 118), soit 0.31 pour l'habitation et 0.04 pour le transport, on trouve une différence de 27 D imputable à la différence de revenu. Le montant résiduel de 13.4 D par personne et par an peut donc être attribué à la spécificité de la vie urbaine. Ce montant aurait représenté 5.8% de

---

(1) à l'exception de la catégorie 1, les différents poids sociaux sont définis par une moyenne simple du poids social attaché à la consommation nouvelle et celui attaché à la consommation ancienne. Ceci n'est qu'une approximation ; le poids social exact doit être déterminé par l'intégration de la fonction d'utilité sous-jacente entre les deux niveaux de consommation.

la dépense totale par personne et par an des ménages dont le chef est ouvrier non agricole (231 D). Nous retenons ce même pourcentage pour l'année 1982 et nous l'appliquons aux dépenses totales des ménages dont le chef est employé dans le secteur moderne (soit 1062 D par ménage en négligeant l'épargne). Sur la base de cette hypothèse, la valeur de  $\bar{C}_u$  par ménage serait de 61.5 D.

En ce qui concerne les poids sociaux, leur estimation se fait généralement sur la base du concept de revenu "critique". Il s'agit du niveau auquel les pouvoirs publics attachent un poids social égal à l'unité, ou plus précisément au coefficient de conversion de la consommation à ce niveau. En effet, la valeur sociale de la consommation critique (en terme absolu) est par définition égale au coefficient de conversion de cette consommation multiplié par le numéraire V. En termes du numéraire V ce poids social est donc égal au coefficient de conversion de cette consommation.

Toutefois, étant donné la différence de prix entre milieu urbain et milieu rural, il faudrait distinguer entre le revenu ou consommation critique urbain et le revenu critique rural. Ces deux types de revenus sont liés à la relation suivante :

$$Y_{cu} = P Y_{cr} \left( \frac{b_a}{b_u} \frac{1}{P} \right)^{1/n} \quad (1), \text{ avec}$$

$Y_{cu}$  = revenu critique urbain ;  $Y_{cr}$  = revenu critique rural  
 $P$  = rapport du niveau général des prix en milieu urbain à celui en milieu rural.

$b_u, b_a$  <sup>(2)</sup> sont respectivement les coefficients de conversion de la consommation en milieu urbain et en milieu rural.

(1) Pour la dérivation, voir Scott : "Project appraisal in practice", dans Scott, McArthur (1976) p.53.

(2) Les coefficients de conversion dans la relation devraient être propres aux niveaux critiques de consommation;  $b_a$  et  $b_u$  ne sont que des approximations.

Cette relation découle de la définition du revenu critique. Elle met en garde le lecteur qui pourrait penser que le revenu critique urbain doit être égal au revenu critique rural multiplié par le rapport des prix. On peut l'interpréter comme suit :

1 dinar de dépenses supplémentaires procure plus d'utilité à un ménage rural qu'à un ménage urbain avec un revenu égal au revenu critique rural ajusté par le rapport des prix. Ceci résulte du fait qu'un dinar a un pouvoir d'achat plus élevé en milieu rural qu'en milieu urbain. Le revenu urbain au niveau duquel l'utilité marginale de la dépense supplémentaire sera la même qu'au niveau critique rural devrait être plus faible que ce dernier ajusté par le rapport des prix. Ce revenu est d'autant plus faible que  $n$  est faible. Par exemple pour  $n = 1$ ,  $Y_{cr} = Y_{cu}$  (ou l'effet prix disparaît).

D'autre part 1 dinar de devises libres (numéraire) mis à la disposition d'un ménage rural lui procure  $1/b_a$  unités de consommation ; le même dinar procure  $1/b_u$  unités de consommation pour le ménage urbain. Comme  $b_a$  est généralement supérieur à  $b_u$ , il en résulte que ce dinar procure moins d'utilité au ménage rural qu'au ménage urbain ayant un revenu égal au revenu critique rural ajusté par le rapport des prix. Pour égaliser les utilités marginales que ce dinar procure aux deux types de ménage, il faut que le revenu critique urbain soit supérieur au revenu critique rural ajusté par le rapport des prix. Il serait d'autant plus élevé que le paramètre  $n$ , est faible. Le revenu critique urbain est le produit  $P \cdot Y_{cr}$  ajusté par le facteur  $(\frac{b_a}{b_u} \frac{1}{p})^{1/n}$ , qui représente les deux effets opposés que nous venons d'expliquer

Le revenu critique rural pour l'année 1982 a été estimé sur la base d'un seuil de pauvreté de 60 D par tête (enquête de consommation de 1980), ajusté par l'évolution de l'indice des prix à la consommation entre ces deux années. Il est de l'ordre de 74 dinars par tête. Le revenu critique urbain est de 81 dinars, calculé à l'aide de la formule précédente, avec  $P = 1,1$  tiré de l'étude de Hughes et  $n=1$ .

Ceci nous permet de déterminer les différents poids sociaux :

$$\psi_a = b_a \left( \frac{Y_{cr}}{Y_a} \right)^n = 0.66, \text{ avec } Y_a = \frac{C}{6} = 91.6 \text{ D}$$

= consommation par tête des ruraux,  $n=1$ .

$$\psi_s = b_u \left( \frac{Y_{cu}}{Y_s} \right)^n = 0.34, \text{ avec } Y_s = \frac{W_s}{6} = 177 = \text{Consommation}$$

par tête des employés dans le structuré.

$$\psi_i = b_u \left( \frac{Y_{cu}}{Y_i} \right)^n = 0.56, \text{ avec } Y_i = \frac{W_i}{6} = \text{consommation par}$$

tête des employés dans l'informel

$$\psi_c = b_u \left( \frac{Y_{cu}}{Y_c} \right)^n = 0.74, \text{ avec } Y_c = \frac{C}{4,4} = 81, \text{ où } 4,4 \text{ est la}$$

taille moyenne des ménages urbains dont le chef est chômeur.

Le bénéfice total de consommation supplémentaire serait donc de 251 D.

Le prix de référence social est la somme du coût d'opportunité et du coût de consommation supplémentaire, de laquelle on déduit le bénéfice de cette même consommation, soit :

$515 + 230 - 245 = 500$  dinars. Ceci implique un ratio de conversion de 0,47.

Ces chiffres sont obtenus pour une valeur du paramètre  $n$ , égale à 1. Si l'on prend la valeur alternative de 1,5, qui implique une aversion plus forte de la collectivité aux inégalités dans la répartition des revenus, les pondérations sociales diminuent à l'exception de celle associée au niveau de consommation d'un chômeur qui reste la même qu'avec une valeur de  $n$  égale à l'unité. ces pondérations deviennent :

$\psi_a$ : 0.59	$\psi_s$ : 0.23
$\psi_i$ : 0.49	$\psi_c$ : 0.74

Le bénéfice social de la consommation supplémentaire n'est plus alors que de 207 dinars, ce qui implique un prix social de la main d'oeuvre, évalué en prix internationaux, de 538 dinars et un coefficient comptable ou de conversion de 0.50. Une valeur de  $n$  de 0.5 serait trop faible pour refléter l'attitude de la collectivité à l'égard de la répartition. Si l'on se limite aux deux valeurs de 1 et 1,5 le coefficient de conversion serait de 0.47 et 0.5.