

Université de Montréal

Éssais en macroéconomie et équilibre général dynamique

par

Bernardin AKITOBY

Département de sciences économiques

Faculté des arts et sciences

Université de Montréal
Département de sciences économiques
Montréal, Québec, Canada, H3T 1J6

Thèse présentée à la Faculté des études supérieures
en vue de l'obtention du grade de
Philosophiae Doctor (Ph.D.)
en sciences économiques

Avril, 1997

(c) Bernardin AKITOBY, 1997

Université de Montréal
Faculté des études supérieures

Cette thèse intitulée:

Éssais en macroéconomie et équilibre général dynamique

présentée par

Bernardin AKITOBY

a été évaluée par un jury composé des personnes suivantes:

Thèse acceptée le :

SOMMAIRE

Cette thèse, composée de trois essais, utilise la méthodologie de l'équilibre général intertemporel pour analyser certaines questions macro-économiques en économie ouverte.

Dans le premier essai, nous procédons à une analyse des conséquences pour le bien-être et l'emploi du marché unique européen à l'aide d'un modèle d'équilibre général, intertemporel, multipays et multisectoriel, avec rendements croissants à l'échelle, concurrence imparfaite et différenciation de produit. On suppose le jeu entre oligopoles de type Cournot-Nash. La réalisation du grand marché de "1992" est schématisée comme l'élimination de la possibilité pour les firmes non concurrentielles de pratiquer de la discrimination par les prix au sein de la CEE. Les évaluations sont faites sous différentes hypothèses de fixation des salaires. Nous montrons, entre autres, que les gains de bien-être restent modestes malgré la prise en compte des effets dynamiques et que tous les pays membres ne sont pas assurés de gagner à long terme du programme de "1992".

Le deuxième essai vise à expliquer les fluctuations des termes de l'échange en Côte-d'Ivoire, à l'aide d'un modèle de cycles réels. Pour ce faire, nous avons relâché l'hypothèse d'une petite économie ouverte et considéré que la Côte-d'Ivoire est une semi-petite économie ouverte ayant un pouvoir de marché à l'exportation. Ceci nous a permis de répondre principalement aux deux questions suivantes: les chocs d'offre et de demande sur le marché d'exportation suffisent-ils à expliquer les variations des termes de l'échange? Et quelle est leur importance relative dans la dynamique des termes de l'échange? Les résultats de simulation suggèrent que les deux chocs considérés expliquent bien la volatilité des termes de l'échange. Nous avons noté ces deux sources d'impulsions ont un impact significatif sur les fluctuations économiques en Côte-d'Ivoire.

Dans la troisième étude, nous abordons la question de la dévaluation du franc CFA au Bénin. Après avoir fait, dans un premier chapitre, un rapide bilan des deux premières années de dévaluation, nous simulons, dans un second chapitre, les effets dynamiques du choc, à l'aide d'un modèle monétaire d'équilibre général, intertemporel et multisectoriel. L'accent est particulièrement mis sur les interactions entre dévaluation et accumulation du capital. Dans le modèle, les effets du changement de parité passent par le marché du travail qui se caractérise par l'inertie du salaire nominal. Les résultats montrent que la dévaluation relance l'investissement, avec des effets expansionnistes sur l'activité économique. Le choc monétaire n'a eu qu'un impact limité sur les soldes budgétaire et commercial. Une mesure d'accompagnement telle que la réduction des salaires de la fonction publique améliore ces deux soldes mais déclenche un processus récessif.

RÉSUMÉ

Plusieurs études ont tenté d'évaluer les coûts en termes de bien-être liés à la discrimination des prix à l'intérieur de la Communauté européenne. Tous ces travaux aboutissent à des coûts plus bas que ceux du Groupe Cecheni. Certains auteurs ont suggéré que le bas niveau des estimations de coûts pourrait être dû au fait que les différents modèles ignorent les effets de l'accumulation du capital. Pour répondre à cette critique, nous procédons, dans l'essai 1, à une analyse des effets de bien-être et d'emploi du marché unique européen à l'aide d'un modèle d'équilibre général intertemporel où sont pris en compte les comportements d'épargne et d'investissement des agents. Le modèle comprend 6 pays/régions (Grande-Bretagne, Allemagne Fédérale, France, Italie, Reste de la CEE10, et Reste de l'O.C.D.E). Dans chaque pays, on distingue 9 secteurs d'activités dont 5 en concurrence imparfaite avec une différenciation de produits et des rendements d'échelle croissants. Les ménages détiennent le capital physique et ont un libre accès au marché financier international. Leurs demandes de consommation dérivent d'une optimisation intertemporelle. À court terme, des imperfections de marché peuvent exister, telles que rentes d'oligopoles et rigidités salariales. Celles-ci disparaissent dans le long terme caractérisé par l'équilibre stock-flux de croissance équilibrée. Dans nos simulations, le marché unique de 1992 a été modélisé comme l'élimination de la possibilité pour les firmes de pratiquer des prix discriminatoires au sein de la CEE.

Sous l'hypothèse d'une compétition à la Cournot, trois conclusions importantes peuvent être tirées de nos résultats. Premièrement, la crainte de voir les gains du marché unique de 1992 absorbés par les rigidités salariales n'est pas fondée. Ce projet pourrait être aussi bénéfique avec des rigidités réelles du salaire, compte tenu de la réduction du coût de la vie à l'intérieur de la communauté. Les résultats

suggèrent que le nombre d'emploi créé peut être important. Deuxièmement, si l'on tient compte des effets d'allocation intertemporelle, tous les pays ne sont pas assurés de gagner à long terme du programme de "1992". Troisièmement, les gains de bien-être restent modestes malgré la prise en compte des effets dynamiques.

L'objet du deuxième essai est de construire un modèle permettant d'analyser le rôle des termes de l'échange comme mécanisme de propagation des fluctuations dans le cadre d'une semi-petite économie ouverte. D'un point de vue théorique, l'apport par rapport à la littérature RBC ("Real Business Cycles") en économie ouverte est d'endogénéiser les termes de l'échange. Ceux-ci sont ainsi déterminés par l'ensemble des exportations et par une composante exogène, le revenu des pays importateurs. Le modèle rend donc compte de manière endogène de la dynamique des termes de l'échange. D'un point de vue empirique, l'apport de l'étude se situe à deux niveaux: d'abord, nous montrons la pertinence des modèles de cycles réels pour l'explication des fluctuations économiques dans les PVD; ensuite, l'étude évalue l'importance relative des chocs d'offre et de demande dans la dynamique des termes de l'échange. Pour aborder ces différentes problématiques, nous avons construit un modèle dynamique intertemporel et stochastique. L'économie considérée est petite sur le marché des capitaux, mais elle dispose d'un certain pouvoir de marché à l'exportation. Le taux d'intérêt de l'économie étant exogène et constant, le lien entre taux d'escompte psychologique et taux d'intérêt implique l'existence d'une racine unitaire. Aussi le facteur d'escompte est rendu endogène afin de briser ce lien et d'évacuer la racine unitaire.

Le modèle est calibré sur la Côte-d'Ivoire. La solution numérique découle de l'application de la méthode Blanchard et Khan (1980) pour la résolution des équations dynamiques à anticipations rationnelles. Les résultats de simulation montrent que le modèle reproduit très bien la variabilité des termes de l'échange et que chacun des chocs d'offre et de demande y contribue significativement. Les analyses de sensibilité indiquent que la variance et le coefficient d'autocorrélation des termes de l'échange sont peu sensibles aux valeurs plausibles des élasticités-prix

et revenu de la demande d'exportation. Par ailleurs, les simulations révèlent que l'impact des chocs considérés sur les fluctuations économiques est à la mesure de leurs effets sur les termes de l'échange; ceci traduit le rôle clé de cette variable dans la transmission des impulsions du marché d'exportation. Le rôle non négligeable des chocs de demande extérieure laisse supposer que la transmission internationale des cycles économiques par le canal du marché d'exportation peut-être validée pour la Côte-d'Ivoire. Somme toute, la présente étude semble montrer que dans un pays comme la Côte-d'Ivoire, gros exportateur de matières premières, les termes de l'échange sont une variable endogène dont la dynamique doit être expliquée tant par des chocs internes qu'externes.

Dans le troisième essai, nous abordons la question de la dévaluation du franc CFA. le premier chapitre de l'essai est consacré à un rapide bilan des deux premières années suivant la dévaluation, sur la base des statistiques des prix, du commerce extérieur et de la production agricole. L'analyse des données montre que la dévaluation nominale s'est traduite en une dépréciation réelle grâce aux mesures de stabilisations anti-inflationnistes mises en oeuvre. La compétitivité-prix extérieure a été restaurée, mais cela n'a pas suffi à résorber le déficit chronique du commerce extérieur. Les statistiques révèlent que les effets-quantités de la dévaluation sont loin de ceux escomptés et que l'offre agricole n'a pas encore très bien réagi aux restructurations des prix relatifs.

Dans un second chapitre, nous procédons à l'évaluation des effets dynamiques du choc de dévaluation. Pour ce faire, nous avons construit un modèle qui met en exergue un aspect souvent négligé dans la littérature, à savoir le rôle de l'accumulation du capital dans la propagation du choc de dévaluation. Le modèle incorpore l'efficience intertemporelle et la monnaie, tout en conservant la désagrégation sectorielle des MCEG. Les ménages dotés de la prévoyance parfaite déterminent leurs consommations et encaisses réelles en maximisant une fonction d'utilité intertemporelle sous la contrainte de leur richesse. Les firmes dérivent leurs demandes d'investissement d'un programme d'optimisation intertemporelle en

présence de coûts d'ajustement croissants et convexes. Dans un tel modèle, caractérisé par la flexibilité parfaite du prix des biens, la modification du taux de change produit ses effets réels à travers le marché du travail. Sur ce marché, nous avons supposé une inertie du salaire nominal dans le secteur privé, avec une dynamique modélisée par la courbe de phillips.

Le modèle a été calibré sur l'économie du Bénin. Les résultats de simulation montrent que la dévaluation nominale n'est pas contractionniste et a un impact significatif sur l'activité économique. L'effet d'impact du choc sur le PIB a été de 5.65 %. Le redémarrage de l'investissement et la relance de l'emploi ont eu des effets bénéfiques sur la richesse des ménages. En conséquence, on a enregistré une hausse de la consommation (effet d'impact: 5.06 %). Mais l'ajustement du taux de change n'a pas eu les résultats escomptés sur le déficit budgétaire et la balance commerciale.

Nous avons également exploré les conséquences économiques d'une mesure d'accompagnement souvent préconisée par le FMI, à savoir la réduction des salaires de la fonction publique. Nos simulations révèlent qu'une baisse de 20 % des salaires des fonctionnaires provoque une amélioration marquée des soldes budgétaire et commercial; mais ce résultat s'obtient au prix de l'enclenchement d'un processus récessif de l'économie.

TABLE DES MATIÈRES

Sommaire	i
Résumé	ii
Table des matières	iii
Liste des tableaux	x
Liste des figures	xii
Remerciements	xv
Premier essai	
On Intertemporal General Equilibrium	
Reallocation Effects of Europe's Move to a Single Market	1
1. Introduction	2
2. The Model	7
3. The Trade Experiment	12
4. Data, Calibration and Computational Strategy	15
5. The Results	29
6. Conclusion	47
References	49
Appendix A: A Formal Description of the Instantaneous General Equilibrium	53
Appendix B: The Computation of Oligopolistic Markups	62
Appendix C: Effects of "Europe 1992" with fully indexed wages at $t = 1$	68

Deuxième essai	
Termes de l'Échange Endogènes et cycles Économiques Réels: une application à la Côte-d'Ivoire	70
1. Introduction	71
2. Test d'endogénéité du prix à l'exportation	73
3. Le modèle	74
4. La méthode numérique de résolution	90
5. Les faits stylisés	92
6. La calibration du modèle	94
7. Les résultats de simulation	97
8. Conclusion	105
Bibliographie	117
Troisième essai	
Dévaluation et Ajustement de l'économie	124
Chapitre 1: Étude de l'efficacité de la dévaluation du franc CFA au Bénin	125
1. Introduction	126
2. Les mesures anti-inflationnistes et l'évolution des prix	130
3. La compétitivité-prix extérieure	135
4. Le commerce extérieur	138
5. La production agricole	142
6. Conclusion	145
Bibliographie	147

Chapitre 2: Rigidité nominale, dévaluation et équilibre général intertemporel	167
1. Introduction	168
2. Le modèle	174
3. Méthode de résolution et calibrage du modèle	193
4. Les résultats de simulation	197
5. Conclusion	204
Bibliographie	235

LISTE DES TABLEAUX

Premier essai

Table 1: Sectoral Disaggregation and Industry characteristics	18
Table 2.1: Calibrated Ratios of Marginal to Average Costs	23
Table 2.2: Calibrated Price Spread within the EEC	24
Table 3: Some parameters characterizing the dynamic behavior	27
Table 4a: Short-term Effects of the "1992" Program, flexible Wages	32
Table 4b: Long-term Effects of the "1992" Program, flexible Wages	33
Table 5: Welfare Effects of the "1992" measured from different model formulations	37
Table 6a: Short-term welfare effects of "1992": sensitivity analysis, flexible wages	38
Table 6b: Long term welfare effects of "1992": sensitivity analysis, flexible wages	39
Table 7a: Short-term effects of the "1992" Program: fully indexed at $t = 1$	43
Table 7b: Long-term effects of the "1992" Program: fully indexed wages at $t = 1$	45
Table 8a: Short-term welfare effects of "1992": sensitivity analysis, indexed wages at $t = 1$	45
Table 8b: Long-term welfare effects of "1992": sensitivity Analysis, indexed wages at $t = 1$	46

Deuxième essai

Tableau 1: Test de causalité pour le cacao	108
Tableau 2: Test de causalité pour le café	109
Tableau 3: Faits stylisés pour la Côte-D'Ivoire	110
Tableau 4: Résultats de simulation sous choc d'offre et de demande	111
Tableau 5: Résultats de simulation sous choc d'offre	112

Tableau 6: Résultats de simulation sous choc de demande	113
Tableau 7: Sensibilité des résultats à l'élasticité-prix	114
Tableau 8: Sensibilité des résultats à l'élasticité-revenu	115

Troisième essai

Tableau 1: Principaux partenaires commerciaux du Bénin: part dans les exportations et taux d'inflation	162
Tableau 2: Indice d'effectivité de la dévaluation	163
Tableau 3: Structure du commerce extérieur	164
Tableau 4: Croissance du commerce extérieur en valeur	165
Tableau 5: Croissance du commerce extérieur en volume	166
Tableau 6a: Valeurs des élasticités et paramètres clés du modèle	218
Tableau 6b: Caractéristiques structurelles de l'économie du Bénin à l'année de base 1992.	220
Tableau 7: Résultats de simulation: évolution des agrégats	221
Tableau 8: Résultats de simulation: valeurs ajoutées sectorielles	224
Tableau 9: Résultats de simulation: investissement sectoriel	225
Tableau 10: Résultats de simulation: exportations sectorielles	226
Tableau 11: Résultats de simulation: importations par type de produits	227
Tableau 12: Analyse de sensibilité par rapport à l'élasticité de substitution intertemporelle	228
Tableau 13: Valeurs ajoutées sectorielles sous scénarios 3 et 4	231
Tableau 14: Investissements sectoriels sous scénarios 3 et 4	232
Tableau 15 : Exportations sectorielles sous scénarios 3 et 4	233
Tableau 16 : Importations par type de produits sous scénarios 3 et 4	234

LISTE DES FIGURES

Deuxième essai

Figure 1a: Effet du choc d'offre sur les termes de l'échange	106
Figure 1b: Effet du choc d'offre sur le PIB	106
Figure 1c: Effet du choc d'offre sur la consommation	106
Figure 1d: Effet du choc d'offre sur l'investissement	106
Figure 1e: Effet du choc d'offre sur l'épargne	107
Figure 1f: Effet du choc d'offre sur les exportations	107
Figure 1g: Effet du choc d'offre sur les importations	107
Figure 1h: Effet du choc d'offre sur la balance commerciale	107

Troisième essai

Figure 1: Prix international du coton	150
Figure 2: Prix international de l'huile de palme	150
Figure 3: Crédit intérieur réel	151
Figure 4: Indice de prix à la consommation	151
Figure 5: Indices de prix à la consommation par type de produit	152
Figure 6: Indices de prix à la consommation par origine du produit	152
Figure 7: Balance commerciale en valeur	153
Figure 8: Balance commerciale en volume	153
Figure 9: Commerce extérieur en valeur	154
Figure 10: Commerce extérieur en volume	154
Figure 11: Commerce extérieur en valeur de produits alimentaires	155
Figure 12: Commerce extérieur en volume de produits alimentaires	155
Figure 13: Commerce extérieur en valeur de produits énergétiques	156

Figure 14: Commerce extérieur en volume de produits énergétiques	156
Figure 15: Commerce extérieur en valeur des produits «boissons et tabacs»	157
Figure 16: Commerce extérieur en volume des produits «boissons et tabacs»	157
Figure 17: Commerce extérieur en valeur de produits chimiques	158
Figure 18: Commerce extérieur en volume de produits chimiques	158
Figure 19: Commerce extérieur en valeur de machines et matériels de transport	159
Figure 20: Commerce extérieur en volume de machines et matériels de transport	159
Figure 21: Commerce extérieur en valeur de produits manufacturés	160
Figure 22: Commerce extérieur en volume de produits manufacturés	160
Figure 23: Indice d'effectivité de la dévaluation	161
Figure 24: Évolution du PIB dans le scénario 1	207
Figure 25: Évolution de la consommation dans le scénario 1	207
Figure 26: Évolution de l'investissement dans le scénario 1	208
Figure 27: Évolution des exportations totales dans le scénario 1	208
Figure 28: Évolution des importations totales dans le scénario 1	209
Figure 29: Évolution de la balance commerciale dans le scénario 1	210
Figure 30: Évolution du prix de la consommation agrégée dans le scénario 1	210
Figure 31: Évolution du déficit gouvernemental dans le scénario 1	210
Figure 32: Évolution du salaire nominal dans le scénario 1	211
Figure 33: Évolution de l'emploi dans le scénario 1	211
Figure 34: Évolution des valeurs ajoutées sectorielles dans le scénario 1	212
Figure 35: PIB sous scénarios 1 & 2	213
Figure 36: Consommation sous scénarios 1 & 2	213
Figure 37: Investissement sous scénarios 1 & 2	214
Figure 38: Exportations sous scénarios 1 & 2	214
Figure 39: Importations sous scénarios 1 & 2	215

Figure 40: Balance commerciale sous scénarios 1 & 2	215
Figure 41: Prix à la consommation sous scénarios 1 & 2	216
Figure 42: Déficit gouvernemental sous scénarios 1 & 2	216
Figure 43: Salaire nominal sous scénarios 1 & 2	217
Figure 44: L'emploi sous scénarios 1 & 2	217

REMERCIEMENTS

Je voudrais remercier mes directeurs de recherche pour leur encadrement sans faille. Le professeur Jean Mercenier a dirigé l'essai 1. L'essai 2 a été co-dirigé par les professeurs Emanuela Cardia et Robert Kollmann. La professeur Emanuela Cardia a également co-dirigé l'essai 3 avec le professeur Jean Mercenier.

Je n'aurais pas pu commencer mon programme de Ph.D sans l'assistance financière du Programme d'analyses et de recherches économiques appliquées au développement international (PARADI). Les recherches contenues dans les essais 2 et 3 ont été réalisées dans le cadre du PARADI. C'est donc à juste titre que j'exprime ma profonde gratitude au PARADI et à son directeur le professeur André Martens pour le généreux financement qui m'a été accordé.

Le soutien financier du professeur Robert Kollmann a été très apprécié. Merci.

Enfin, mes remerciements s'adressent aux membres du Jury pour avoir accepté de juger ce travail et au personnel enseignant et non enseignant du département des sciences économiques pour avoir contribué à notre formation.

ESSAI 1

ON INTERTEMPORAL GENERAL EQUILIBRIUM REALLOCATION
EFFECTS OF EUROPE'S MOVE TO A SINGLE MARKET

Publié dans la revue Cuadernos Economicos
sous le titre

AKITOBY, B. et J. MERCENIER (1995), " Sobre los efectos de reasignacion en la transicion de Europa a un mercado unico en un modelo dinamico de equilibrio general " , Cuadernos Economicos 59 (1), 69-103.

1. INTRODUCTION

Attempts to provide general equilibrium (GE) welfare estimates of Europe's move to a unified market have concluded that though unambiguously positive for all countries, these welfare gains should be relatively modest; see Gasiorek et al. (1992), Mercenier (1995a) and Mercenier and Schmitt (1992). In any case, estimates are much more modest than the 2.5 percent to 6 percent suggested by the Cechini Report. These modeling efforts, however, have been restricted to the analysis of static resource shifts, and it is often suggested that were the dynamic effects taken into account, these modest gains could turn into much larger numbers. In this paper we explore the intertemporal reallocation effects of the "Europe 1992" program launched by the European Commission in its effort to promote European integration. We provide estimates and sensitivity analyses of the welfare gains, employment changes, and production-capacity accumulation that could result from the completion of the single European market. For this purpose, we embed into an intertemporally dynamic framework the multicountry, multisector applied GE model with imperfect competition, increasing returns to scale, and product differentiation at the firm level, built by Mercenier (1995a). We show, among other things, that though intertemporal reallocation effects are important, the estimated gains from

“Europe 1992” remain modest. Furthermore, all member countries are not sure to gain from European integration in the long run.

The infinite time horizon is aggregated into two periods that are tied together by optimal factor accumulation, intertemporal budget constraints, and rationally formed expectations by households. For this, we make use of recent theoretical results on dynamic aggregation by Mercenier and Michel (1994). Each period is meant to be representative of two different states of the economy which may be conceptually referred to as the short and the long run. In the first period equilibrium, market structure is fixed (i.e., the number of oligopolists remains constant), and short-term market imperfections exist due to various forms of viscosities and time-to-build type of assumptions. Typical examples of such imperfections are oligopolistic profits and wage rigidities. The imperfections vanish in the long run, the second period being characterized by stock-flow equilibrium consistent with steady-state growth and Chamberlinian entry/exit of firms in the industry. Observe that this two-period comparative-static type of approach is particularly convenient to capture dynamic features for which adjustment mechanisms and speed are not fully understood and/or are difficult to measure from data, as is the case for industry structure.

In the initial pre-“1992” intertemporal equilibrium, national markets within the European Community are assumed to be segmented:

because of various more-or-less pernicious forms of nontariff barriers (NTBs) - such as norms, government-procurement policies, security regulations - which prevent consumers from cross-border arbitraging, noncompetitive firms are modeled as price-discriminating oligopolists. We follow Smith and Venables' influential (1988) formalization of "Europe 1992" by forcing firms to adopt a single pricing rule within Europe, determined on basis of their EEC-average monopoly power. The elimination of the possibility for firms to price discriminate between client countries within the community is interpreted as resulting from the removal of the NTBs underlying the initial price spread¹. The (static) game played by firms in imperfectly competitive sectors is assumed to be Nash in output²

Our investigations are performed under alternative labor-market characteristics. One scenario assumes full-employment and flexible wages in both periods. What is actually meant in this case is that wages are market-determined in order for the implicit base-year unemployment rate to remain unaffected by the European integration effort. Although

¹ In addition to conferring to firms the power to practice different pricing strategies within Europe, NTBs obviously also affect the marginal cost of exports. In the European context, the first less-traditional consequence of NTBs has been emphasized, and the elimination of price-segmentation within the EEC is regarded as a major goal of the European Commission "1992" package.

² Though the model may be simulated with Bertrand-Nash competition, Mercenier (1995 a) has shown that this case is of little interest, because firms then enjoy almost no power to price discriminate.

useful, this is certainly not the kind of assumption European policymakers had in mind when they launched the "1992" program. With unemployment at a rate higher than 10 percent, the major question raised by "1992" is, Can a move toward a more integrated European zone help mobilize some wasted resources represented by a large unemployed labor force?³ A positive answer to this question implies that the welfare gains could be significantly higher than in the flexible wage case because of increasing returns to scale in production technologies. Alternatively, one may ask whether short-term labor-market imperfections in Europe will not, somehow, prevent realizing the gains that could otherwise result from the move to a unified market. Any attempt at modeling these imperfections is obviously bound to be questionable. One usually regards European real wages as fairly rigid in the short run, though, which may be a source of hysteresis type of effects. Because of its two-period setting, our model could cast light on some interesting dynamic consequences of the European integration program with hysteresis on the labor market. To capture these effects, we assume in a second scenario that wages are fully indexed in the first period, i.e., fixed to consumer price indices, so that productivity gains are not absorbed by wage increases but rather by employment creation; in period two, wages adjust so as to maintain employment at the level inherited from the short run.

³ Obviously, one may debate the true significance of the concept of unemployment and, accordingly, question the accuracy of the reported statistics. As will become clear, our analysis does not depend on such an estimate.

This investigation differs from that of Mercenier (1995a), not only by its intertemporal nature. We also recognize here that products are typically more differentiated in intermediate than in final demands. Differences from other attempts to evaluate the GE consequences of the "1992" program are significant. Gasiorek et al.(1991,1992) do not account for intertemporal reallocations. Furthermore, their treatment of the input-output structure is somewhat simplistic because the proportions in which each industry in a specific country uses the products of other industries is assumed to be identical. Also, the pricing rule they adopt for intermediate goods is rather ad hoc: in the first paper, they arbitrarily assume that these prices equal average cost⁴, whereas in the second, they assume that firms charge the same prices in intermediate and final markets, though the pricing rule reflects monopoly power *on final demands only*⁵. Finally, their calibration procedure sets the burden on product-differentiation parameters rather than on scale elasticities, as is the case here. Burniaux and Waelbroeck (1992) do not account for intermediate goods; their calibration procedure relies on conjectural variations, and their model is static. Furthermore, their implementation of the single market involves an arbitrary mixture of changes in

⁴ Haaland and Normand (1992) also make this assumption in their investigation of the effects of "1992" on the rest of the world.

⁵ We shall provide estimates of the welfare bias that results from such an assumption.

consumer preferences and of perceived elasticities of demand by noncompetitive firms, so that the true meaning of their experiment is unclear. Mercenier and Schmitt (1992) introduce barriers to entry in the form of sunk costs in an otherwise similar static framework as Mercenier's (1995a). Finally, Baldwin (1989) uses a one-sector endogenous growth model to illustrate the potential dynamic gains from the "1992" program; the impetus is, however, exogenously imposed.

The paper is organized as follows. The structure of the model is outlined in the following section, while the formal description of the instantaneous equilibrium is in Appendix A. Section 3 provides a discussion of the trade experiment and its implications. The calibration procedure is sketched in section 4. The results of our numerical experiments are reported and discussed in section 5. The paper closes with several conclusions.

2. THE MODEL

2.1 The instantaneous equilibrium.

In order to focus on the intertemporal dimension of the model, we here provide only a verbal description of the instantaneous equilibrium and refer the reader to Appendix A for a formal presentation.

The world economy consists of six countries/regions: Great Britain (GB), the Federal Republic of Germany (D), France (Fr), Italy (It), the rest of the EEC (RE), and the rest of the OECD (ROW)⁶. All countries are fully endogenous and have the same structure. Each country has nine sectors of production, of which four are of the perfectly competitive-type (see Table 1, section 4). In these sectors, countries are linked by an Armington system, which implies that commodities are differentiated in demand by their geographical origin⁷. The other five industries are modeled as noncompetitive. In the latter sectors, firms are assumed to be symmetric within national boundaries. They operate with fixed primary factor costs and therefore face increasing returns to scale in production. They have no monopsony power on any market for inputs, primary or intermediate. Each individual oligopolist produces a different good. Industry structure is assumed fixed in the short run; oligopolistic firms may then experience nonzero profits. In the long run, however, the entry and exit of competitors in a Chamberlinian fashion ensure that these rents vanish. The competitive game between oligopolistic firms is Cournot-Nash. The

⁶ The model is calibrated on a 1982 data base, and region RE actually represents the rest of the EEC-10 partners and not the 12 current members of the EEC.

⁷ The Armington assumption has been a standard feature of competitive general equilibrium trade model [see, e.g., Shoven and Whalley (1984) and Srinivasan and Whalley (1986)]. Although it is increasingly criticized-see, e.g., Norman (1990)-it has been adopted here in order to keep the treatment of the competitive side of the model as standard as possible.

instantaneous GE concept adopted is a compromise in terms of informational requirements between the primitive conjectural Cournot-Nash-walras equilibrium of Negishi (1961) and the objective Cournot-Nash-Walras equilibrium introduced by Gabszewicz and Vial (1972)⁸. Noncompetitive firms are endowed with full knowledge of the preferences and technologies of their clients, which the firms use to maximize profits. In so doing, however, they neglect the feedback effect of their decisions on their profits via income (the "Ford effect": see Gabszewicz and Vial (1972)) and via input-output multipliers (the "Nikaido effect": see Nikaido (1975))⁹. Because of the presence of various forms of NTBs within Europe, national economies are assumed to be segmented, with noncompetitive firms acting as price-discriminating oligopolists.

Final demand decisions are made in each country by a single representative utility-maximizing household. (Although the static aspect of the decision problem may be conceptually made into a "consumer problem" and an "investor problem"). A detailed country- and sector-specific system of price-responsive intermediate demands is specified. All components of demand - final as well as sector-specific intermediate - recognize differences in products from individual oligopolistic firms

⁸ See, e.g., Gary-Bobo (1989), Bonanno (1990) and Hart (1985) for a discussion of these concepts.

⁹ This compromise is not only computationally convenient. It has been advocated (by, among others, Hart (1985, p.121)) to reduce nonexistence problems highlighted by Roberts and Sonnenschein (1977).

à la Dixit and Stiglitz (1977) and Ethier (1982). Both production factors are assumed to move freely across sectors, but remain country-specific on the whole time horizon.

2.2 The dynamic structure

We now describe how capital is accumulated in this economy. For notational ease, we neglect the country subscript i : all variables and parameters are country-specific except when otherwise explicitly stated. We abstract from leisure decisions and population growth so that labor is in fixed supply L^{sup} . We assume constant elasticity of intertemporal substitution in consumption :

$$(2.1) \quad \sum_{t=1}^2 \beta(t) \frac{C(t)^{1-\gamma}}{1-\gamma}$$

The discount factors $\beta(t)$ are exogenous and identical across countries. They account for both impatience and time aggregation. They are chosen so as to satisfy the property of *steady-state invariance* introduced by Mercenier and Michel (1994). This property requires that the stationary solution of the “true” (say, yearly) infinite horizon optimization problem also be a constant solution of the more aggregated finite horizon approximation. Mercenier and Michel have shown that if the accumulation constraints have the Euler form (2.2) as below, this

highly desirable property imposes simple, necessary, and sufficient restrictions on the choice of the discount factors, consistent with steady-state restrictions at period 2. (We shall expand on the underlying dynamic aggregation theory in the discussion of model calibration.)

Competitive households have free access to international financial markets. They own physical capital $K(t)$. Both factors are rented to firms at competitive prices $w(t)$, $r(t)$. (Remember, firms have no monopsony power.) In the short run, because of unexpected shocks to imperfectly competitive industries (sectors $s \in \bar{C}$), abnormal profits ($\sum_s \pi_s(t)$) may add to capital rental earnings. The household's intertemporal problem consists of maximizing (2.1) subject to

$$(2.2) \quad K(2) - K(1) = \Delta[I(1) - \delta K(1)], \quad K(1) \text{ given} ;$$

$$(2.3) \quad I(2) = \delta K(2) ;$$

$$(2.4) \quad \sum_{t=1}^2 [p_c(t)C(t) + p_I(t)I(t)] \leq \sum_{t=1}^2 \left[w(t)L(t) + r(t)K(t) + \sum_{s \in \bar{C}} \pi_s(t) \right] + F(0)$$

Equation (2.2) accounts for capital accumulation. A time-to-build assumption is made implicitly here: first-period investment decisions have no effect on short-term productive capacities. Here, Δ is a scalar factor that converts net investment flows into stock increments. Equation (2.3) imposes steady-state restrictions on capital accumulation. Equation (2.4) is the household's intertemporal budget constraint. It

specifies that the discounted sum of current-price absorption spending (consumption and investment) cannot exceed the discounted sum of revenues earned from primary factor ownership plus initial holding of foreign assets $F(0)$. Note that L^{sup} does not enter into the budget constraint: indeed, for one of the labor-market specifications, excess supply exists.

3. THE TRADE EXPERIMENT

The numerical experiment consists of forcing individual firms to switch from their initial segmented-market pricing strategy to an integrated-market strategy determined from their average EEC-wide monopoly power.

Formally, in the initial segmented equilibrium, the optimal price p_{isj} charged in market j by an oligopolistic firm operating in country i -sector s , with marginal costs v_{is} , is given by the Lerner formula:

$$(3.1) \quad \frac{p_{isj} - v_{is}}{p_{isj}} = \frac{\partial \log p_{isj}}{\partial \log z_{isj}}, \quad s \in \bar{C},$$

Where the strategic variables z_{isj} represent sales to market j . The experiment consists of forcing $\forall i \in W$, the following restriction:

$$(3.2) \quad \frac{P_{isj} - v_{is}}{P_{isj}} = \frac{\partial \log P_{isEEC}}{\partial \log z_{isEEC}}, \quad s \in \bar{C}$$

where the elasticity on the right is evaluated using the EEC-aggregated demand.

This experiment may be rationalized as follows. Although tariffs within Europe are negligible, significant NTBs exist, taking various more-or-less pernicious forms such as norms, government procurement policies, and security regulations.¹⁰ These barriers confer to firms the power to price discriminate between national markets. The objective of the '1992' program is to restore cross-border arbitraging by suppressing all forms of NTBs. Firms would then be forced to charge a unique price within the EEC.¹¹ Modeling this is difficult because NTBs are essentially unobservable.¹² The modeling strategy adopted, therefore, consists of treating these NTBs as latent variables, which underlie the existence of price-discrimination opportunities for firms in the pre-'1992' equilibrium. Once this is recognized, it suffices to infer from the data set the price system consistent with the optimal price-discrimination strategies of oligopolistic firms and to interpret these as resulting from

¹⁰ See, e.g., CEC (1988) for an extensive identification of these barriers.

¹¹ See, e.g., Winters (1991) for a synthetic discussion of the '1992' program and of its possible implications.

¹² It is, of course, well known that there is no such thing as a tariff-equivalence to NTBs in a noncompetitive environment.

the implicit structure of NTBs. The experiment then consists of forcing individual firms to adopt single pricing within Europe, prices being determined from their average EEC-wide monopoly power, and interpreting this behavioral change as the optimal strategic reaction to the disappearance of the never-explicitly modeled NTBs.

What can be expected from such an experiment? Firms are thought to charge higher prices in their domestic market, in which they usually hold the largest share. A move to a single-price strategy within the community would, therefore, induce a reduction of prices charged on home-markets, together with increases in export prices. The conjecture is that consumer prices will decline relatively to factor prices and that European consumers will be better off. In addition, in the long run, a rationalization effect à la Harris (1984) could result from adjustments in industry structure. Indeed, the new pricing rule could reduce industry profits,¹³ induce exits à la Chamberlin, so that a smaller number of surviving firms would operate on a larger scale with lower average costs.¹⁴ The positive outcome for the consumer of this structural adjustment could, however, be offset by two companion effects. Exit of firms from an industry means reduced product diversity. This has a

¹³ Although from an individual firm's point of view, the switch to single pricing should reduce its profits if everything else is held fixed, it is far from obvious that this will be the case when all firms in the industry change their pricing strategy in a similar way.

¹⁴ Obviously, if only because of substitution effects, new firms could simultaneously enter the industry in some other countries.

direct welfare cost. Since consumers are endowed with love-of-variety type of preferences (see Dixit and Stiglitz (1977)). Furthermore, diversity in available intermediate goods affects production efficiency in all sectors: exit of firms in an industry increases variable unit costs in other sectors, competitive and noncompetitive (see Ethier (1982)). Our aim is to measure these effects and analyze how they combine to affect the level and pattern - intertemporal and international - of welfare, production, and employment.

4. DATA, CALIBRATION AND COMPUTATIONAL STRATEGY

4.1 The data set

The chosen base year is 1982 because of availability constraints on data. The EEC set should therefore be understood as the EEC-10. The adopted sectoral breakdown of activities is detailed in Table 1. As is well known, the choice of an appropriate sectoral disaggregation is not an easy one. Higher disaggregation results in a more-than-proportional increase in the number of parameters for which econometric estimates are unlikely to exist. Also, the dimension of the fixed point to be computed increases rapidly with the number of sectors, which may force the modeler to compromise on some other possibly more important

devices. In this model, the rigorous computation of the optimal markups by oligopolistic firms is extremely complex, as is clear from Appendix B. Yet, this computation constitutes the core of our analysis, and we therefore do not want to compromise on it. If we had no dimensionality or data-availability constraints, we would have been willing to single out as noncompetitive two subsectors - namely, food processing and the steel industry. However, given that the first is characterized by a very low concentration index and the second by low product differentiation, embedding these subindustries within broader competitive aggregate sectors is presumably inconsequential.¹⁵ However, one should keep in mind that this could slightly bias our welfare estimates.

The data base includes bilateral trade flows, separate input-output tables for domestic and imported inputs, final demand by type, and sectoral origin, production, and labor earnings figures, all collected from various standard international publications. When necessary, consistency among the sources is ensured by using a RAS procedure. The literature includes numerous sources of Armington elasticities, from which reasonable estimates may be inferred. The calibration of the competitive side of the model is by now quite standard, so we shall not dwell on this; see, e.g., Srinivasan and Whalley (1986).

¹⁵ Some researchers may think differently, though. Gasiorek et al. (1992), for instance, disaggregate slightly more than we do, but neglect to take account of intermediate demands in the computation of perceived price elasticities. We shall show that this last compromise, obviously made to simplify the computations, is far from being innocuous.

The number of symmetric firms in noncompetitive sectors (n_{is}) is inferred from Herfindahl indices and information concerning industry concentration in the literature. Since we do not have reliable estimates on product differentiation or returns to scale (or, indeed, price-cost margins) in oligopolistic industries, we exogenously supply reasonable values for the differentiation elasticities σ_s^f , σ_s^x (See Table 1 for the values adopted for the base case.) We then jointly determine, as detailed below, the base-year price system and scale elasticities consistent with the data base and the optimal price-discriminating Cournot-Nash behavior of noncompetitive firms. We then perform an extensive sensitivity analysis with respect to both σ_s and n_s to check for robustness.

Table 1: Sectoral Disaggregation and Industry Characteristics

	(*)	Armington Elasticities	Product Differentiation			Industry Concentration
			σ_s^f : Final Demands	σ_s^i : Interm. Demands	Weighted Averages	
- Agriculture and primary products (SITC: 2,3,4)	€C	2	-	-	-	-
- Food, beverage, and tobacco (SHIC: 1,0)	€C	2	-	-	-	-
- Pharmaceutical products (SITC: 54; Nace-clio: 257)	€C	-	8.6	4.3	5	Low
- Chemistry other than pharma, products (SITC: 5 - 54)	€C	-	9.3	4.6	5	Low
- Motor vehicles (SHIC: 78; Nace-clio:350)	€C	-	12.6	6.3	10	High
- Office machinery (SITC: 75; Nace-clio:330)	€C	-	12.2	6.1	10	High
- Other machinery and transport materials (SITC: 7 - 78 - 75)	€C	-	9.2	4.6	7	Low
- Other manufacturing industries (Textile, wood, paper, metallurgy, minerals) (SITC: 6,8,9)	€C	5	-	-	-	-
- Transport and services Nontraded	€C	-	-	-	-	-

Note: (*) C= competitive, \bar{C} = noncompetitive

4.2 The joint calibration of initial markups and scale elasticities

Our calibration procedure differs from the one adopted by Gasiorok et al. (1992) and, as will be argued, avoids unrealistic assumptions on producers' technologies.

It is easy to check from Appendix B that the elasticities on the right side of the pricing equation (3.1), $\partial \log p_{isj} / \partial \log z_{isj}$, depend on the substitution elasticities σ_s^f , σ_s^x , on the number of national competitors n_{is} , and on the market shares (say, ϕ_{isj}) the exporting country has in the client market j . Let us denote by \tilde{e}_{isj} the current-price trade flows as supplied by the data base. The market shares ϕ_{isj} are ratios of \tilde{e}_{isj} and expenditure terms ($\rho_{sj} p_{cj} C_j$, $\omega_{sj} p_{lj} I_j$, $\alpha_{sjt} v_{jt} Q_{jt}$). These expenditures are taken as exogenous by the firms; see assumptions (A8). Furthermore, they are known from the data set so that the ϕ_{isj} may be treated as parameters in the calibration. For calibration purposes, we may, therefore, express the elasticities in a convenient compact form as

$$(4.1) \quad \frac{\partial \log p_{isj}}{\partial \log z_{isj}} = E_{isj}(\tilde{e}_{isj}, \sigma_s^f, \sigma_s^x, n_{is}), \quad s \in \bar{C}$$

where $E_{isj}(\cdot)$ denotes a function of which we know the form and the parameter values. Substituting (4.1) in the Lerner formula and rearranging, we obtain

$$(4.2) \quad \frac{p_{isj}}{v_{is}} = \frac{1}{1 - E_{isj}(\tilde{e}_{isj}, \sigma_s^f, \sigma_s^x, n_{is})}, \quad s \in \bar{C},$$

so that for a given (as yet unknown) level of the variable unit cost v_{is} , the prices charged by firms in each national market may be computed from the data, exogenously supplied values of the σ s and n s.

Define \bar{p}_{is} as the average selling price of the firm operating in country i ; by definition then, \bar{p}_{is} satisfies

$$\bar{p}_{is} \sum_j^W e_{isj} = \sum_j^W \tilde{e}_{isj},$$

where $e_{isj} = \tilde{e}_{isj}/p_{isj}$. This definition equality may be rearranged as

$$(4.3) \quad \frac{\bar{p}_{is}}{v_{is}} \sum_j^W \frac{\tilde{e}_{isj}}{\left[\frac{p_{isj}}{v_{is}} \right]} = \sum_j^W \tilde{e}_{isj}, \quad s \in \bar{C}.$$

With \bar{p}_{is} fixed at unity by normalization, equations (4.2) and (4.3) jointly determine the variable unit costs v_{is} and the segmented-market price

system, consistent with the data set, with preferences and with the competitive game assumed to prevail in the base year. The assumption of zero pure profits determines average costs: $V_{is} = \bar{P}_{is}$. We compute the fixed costs from the following expression:

$$(w_t L_{is}^F + r_t K_{is}^F) = v_{is} Q_{is} \left[\frac{V_{is}}{v_{is}} - 1 \right], \quad s \in \bar{C}.$$

Due to the lack of reliable data on the composition of fixed costs, we assume that fixed and total costs have the same share of capital and labor inputs.

Observe that this calibration procedure does not exogenously impose identical scale economies across countries, as is the case in Smith and Venables (1988) and in Gasiorek et al. (1992). Rather, here, the scale elasticities are jointly determined with the monopoly power of the price-discriminating producers. There is, indeed, little reason to believe that British and French firms face the same potential economies of scale in the base year.

Table 2.1 reports on the calibrated ratios of marginal to average unit costs (i.e., the inverse of the scale elasticities). In Table 2.2, the calibrated price spread is summarized: here, we contrast the prices charged by European firms on their domestic market to their export-price averages within the community. Observe that despite the complexity of

the calibration procedure, the computed scale elasticities are in the expected range of magnitude. Although independent evaluations (such as those of Pratten (1988)) suggest that these estimates could slightly overestimate the true potential for economies of scale in the *road vehicles* sector, it should be noted that the price spread underlying the calibrated Cournot-Nash equilibrium is far from being excessive, when compared to the econometric estimates provided by Mertens and Ginsburgh (1985). On the basis of that empirical evidence, our estimates seem reasonably close to the true scale parameters.

Table 2.1: *Calibrated ratios of Marginal to Average Cost*

	<i>Pharmacy</i>	<i>Chemistry</i>	<i>Road Vehicles</i>	<i>Office Machinery</i>	<i>Other Mach. & Transp. Material</i>
<i>GB</i>	0.771	0.789	0.653	0.849	0.840
<i>D</i>	0.781	0.795	0.756	0.842	0.836
<i>Fr</i>	0.785	0.795	0.627	0.826	0.842
<i>It</i>	0.790	0.791	0.677	0.783	0.851
<i>RE</i>	0.784	0.800	0.783	0.875	0.814
<i>ROW</i>	0.783	0.790	0.698	0.882	0.838

Table 2.2: calibrated Price Spread Within the EEC

		<i>Pharmacy</i>	<i>Chemistry</i>	<i>Road Vehicles</i>	<i>Office Machinery</i>	<i>Other Mach. & Transp. Material</i>
<i>GB</i>	<i>Price charged on domestic market</i>	1.011	1.004	1.042	1.006	0.998
	<i>Average export price to EEC</i>	0.946	0.951	0.737	0.958	0.984
<i>D</i>	<i>Price charged on domestic market</i>	1.008	1.005	1.066	1.011	0.999
	<i>Average export price to EEC</i>	0.964	0.962	0.876	0.949	0.973
<i>Fr</i>	<i>Price charged on domestic market</i>	1.006	1.005	1.185	1.045	0.999
	<i>Average export price to EEC</i>	0.967	0.964	0.726	0.932	0.990
<i>It</i>	<i>Price charged on domestic market</i>	1.002	1.003	1.061	1.027	0.997
	<i>Average export price to EEC</i>	0.966	0.952	0.767	0.885	0.997
<i>RE</i>	<i>Price charged on domestic market</i>	1.010	1.011	1.127	1.004	1.012
	<i>Average export price to EEC</i>	0.964	0.965	0.900	0.987	0.958

4.3 The calibration of the intertemporal equilibrium

The world economy is assumed to be in steady state before the '1992' program is implemented.

Underlying the dynamically aggregated problem (2.1) is a "true" model, which may be conveniently thought of as infinite horizon continuous-time.¹⁶ We write this intertemporal decision problem in the following abstract and compact form:

$$\begin{aligned}
 & \text{Max } \int_0^{\infty} e^{-\rho t} g(x(t), u(t)) dt \\
 & \text{s.t. } \dot{x}(t) = f(x(t), u(t)) \\
 & \quad x_0 \text{ given ,}
 \end{aligned}
 \tag{4.4}$$

where $x(t)$, $u(t)$ are, respectively, state and decision vectors and standard assumptions are made on the functions $g(\cdot)$ and $f(\cdot)$ for a stationary solution (\hat{x}, \hat{u}) to exist. Consider the following finite horizon discrete-time approximate to problem (4.4):

¹⁶ Reference to a continuous-time formulation is made only for expositional and conceptual convenience. The approach remains essentially identical if one assumes that the "true" model is discrete-time, defined on a dense grid.

$$\begin{aligned}
& \text{Max} \sum_{n=0}^{N-1} \alpha_n \Delta_n g(x(t_n), u(t_n)) + \beta_N \frac{1}{\rho} g(x, u(x)) \\
& \text{s.t. } x(t_{n+1}) - x(t_n) = \Delta_n f(x(t_n), u(t_n)), \quad 0 \leq n \leq N-1, \\
& \quad x(t_0) = x_0 \quad \text{given}
\end{aligned} \tag{4.5}$$

where t_n ($n=0, \dots, N$) are dates (possibly unequally spaced), $\Delta_n = t_{n+1} - t_n$, α_n and β_N are (unknown) discount factors, and $u(x)$ is such that $f(x, u(x)) = 0$. It is easy to verify that problem (2.1)-(2.4) is a special case of (4.5). Proposition 2 of Mercenier-Michel (1994) ensures that (4.4) and (4.5) have the same stationary equilibrium, i.e., that dynamic aggregation satisfies the property of steady-state invariance, if and only if the discount factors α_n and β_N satisfy

$$\begin{aligned}
\alpha_{n+1} &= \frac{\alpha_n}{(1 + \rho \Delta_{n+1})}, \quad 0 \leq n \leq N-2, \\
\beta_N &= \alpha_{N-1}
\end{aligned}$$

From these results, the calibration of the intertemporal equilibrium is straightforward. Table 3 reports on some parameters (imposed or calibrated) characterizing the dynamic behavior of the economy.

Table 3: *Some Parameters Characterizing the Dynamic Behavior*

Number of years between the two periods : 20.

Discount rate ρ (%) : 7.5

Intertemporal substitution elasticity $1/\gamma$: 1.0

Capital-output ratio (calibrated):

GB: 3.94, D: 3.20, Fr: 3.10 It: 3.4,
RE: 4.76, ROW: 3.44

Depreciation rate of capital δ (% , calibrated):

GB: 4.2, D: 6.3, Fr: 6.3, It: 6.2,
RE: 3.6, ROW: 5.5

4.4 Computational strategy

(a) Given that the model is highly nonlinear, the implementation of the '1992' program requires some care: a continuation type of computational strategy is necessary. The Lerner formula is written in terms of a convex combination between the segmented and the integrated market elasticities:

$$(\lambda) \partial \log p_{isj} / \partial \log z_{isj} + (1-\lambda) \partial \log p_{isEEC} / \partial \log z_{isEEC}$$

The parameter λ is then changed from its initial value of one to zero in a few steps.

(b) The dimensionality of this two-period problem is also a challenge. To overcome this problem, we build on Negishi's (1961) existence proof of an imperfectly competitive GE. Using a Newton type of algorithm,¹⁷ with exogenously fixed oligopolistic markups, we solve for the intertemporal equilibrium allocations, prices, and industry structures. We then upgrade the values of the perceived price elasticities and iterate until we get convergence in a gauss-Seidel fashion.

¹⁷ All computation have been performed using the GAMS/MINOS software (Brooke et al. (1988)), which uses a projected Lagrangian algorithm; see Murtagh and Saunders (1982).

5. THE RESULTS

5.1 The flexible wage case

The results of our base scenario with flexible wages are presented in Tables 4a and 4b, for the short and the long run, respectively. All results are percentage deviations from initial segmented stationary equilibrium. In addition to standard aggregate indicators, we present some sectoral variables of particular interest.

We first note that no systematic sectoral pattern emerges, which reflects the complexity and importance of GE effects. However, the partial equilibrium mechanism described in section 3 can be seen to operate in the most concentrated sectors. Indeed, we observe from Table 4a that the move from a segmented to an integrated market unambiguously reduces the average selling price to most EEC customers in the *road vehicles* and *office machinery* sectors. The price reduction has obviously no reason to be uniform among competitors within the same sector, and demand substitutions may result in some European producers gaining and others losing market shares. The EEC aggregate production expands in these sectors, however, pulling resources out of other (in particular, constant return-to-scale) industries. This drives

primary factor prices up: both wages and capital rents increase more than the cost-of-living index in Europe. (The only exception to this observation is provided by RE, where the relative decline of the rental rate of capital reflects a shift toward more labor-intensive activities.) Hence, in the first period, real income increases in all countries (despite negative pure profits experienced in some oligopolistic sectors). This wealth effect adds to the previously mentioned price-induced expansion of demand and output increases in all sectors, competitive and noncompetitive, at the aggregate EEC level. On average, European noncompetitive industries gain in efficiency as firms move down along their average-cost curve. (In this and the following tables, the 'efficiency gains' entry reports on the real cost savings achieved due to increased scale on initial output.) However, this aggregate positive effect masks important disparities among national producers in each industry, which not only reflect uneven changes in production scale, but also in the variable-to-fixed cost ratios. As a result, all countries globally experience aggregate efficiency gains, except France. Also, and most importantly, the '1992' package induces a contraction of short-term investment (-0.78 percent) and of long-term production capacities (-0.57 percent) in RE. (Remember: long-term investment is proportional to the optimal steady-state level of capital; see eq. (2.3).) This obviously reflects, among other things, the shift toward more labor-intensive activities and the relative decline of returns on physical capital. In contrast, all other countries in the community experience an increase

(between 0.5 and 1 percent) in their long-term capital stock as a result of European integration. As one expects, this pattern is reflected in the time path of felicity. The gains from '1992' are unambiguously positive in the short run for all members of the community. For the smaller countries, however, the modest short-term felicity gains essentially reflect a deterioration of the first-period investment/consumption ratio: for these countries, there are virtually no long-term welfare gains. In contrast, in larger European countries, the felicity gains are roughly doubled between periods 1 and 2. These remain quite modest, though: they never exceed 1 percent. Taking account of growth effects, still leaves our estimates very far from the 2.5 percent to 6 percent estimates of the Cechini Report.

Table 4a: Short-Term Effects of the '1992' Program, Flexible Wages
(% Changes, Cournot-Nash Competition)

Aggregate indicators	GB	D	Fr	It	RE	ROW
Felicity (% equiv. var.)	0.48	0.20	0.32	0.38	0.34	-0.02
Wage rate	2.70	-0.35	0.69	1.72	1.00	0.00
Rental rate of capital	2.63	-0.37	0.79	1.69	0.61	9.E-3
Cost-of-living index	1.99	-0.76	0.43	1.22	0.65	0.02
Terms of trade	1.15	-0.54	1.81	0.41	-0.55	-0.57
Efficiency gains (%)	1.20	0.37	-0.24	0.67	2.E-3	-0.04
Employment	---	---	---	---	---	---
Investment	1.14	0.73	0.79	0.44	-0.78	-0.02

	Agricult.	Food. Beverage	Pharma.	Chemist.	Road Vehicles	Office Machin.	Other Mach. & Transp. Material	Other Manuf.	Services
Average selling price to EEC (% change)									
GB	2.26	2.36	1.41	2.02	-4.05	0.35	1.85	2.29	2.45
D	5.E-3	-0.22	-1.12	-0.94	-3.69	-2.63	-1.12	-0.50	-0.53
Fr	0.75	0.69	0.17	0.38	-0.28	-0.25	-0.11	0.58	0.59
It	1.43	1.35	1.28	1.55	-1.11	-4.72	1.11	1.55	1.60
RE	0.65	0.67	0.57	0.88	0.88	-0.36	0.47	0.62	0.73
ROW	0.04	0.03	-7.E-3	-0.14	-0.17	-0.21	-0.08	0.02	7.E-3
Profits (% of value added)									
GB	---	---	-3.19	-1.21	3.20	-3.57	-0.42	---	---
D	---	---	0.68	0.69	-6.93	-2.46	0.25	---	---
Fr	---	---	-0.08	0.15	3.57	-7.35	-0.39	---	---
It	---	---	-0.89	-0.30	3.56	-10.85	-0.66	---	---
RE	---	---	-0.88	-0.54	6.95	-0.32	-0.41	---	---
ROW	---	---	0.09	0.07	-0.30	0.04	0.04	---	---
Output (% change)									
GB	0.33	0.40	-3.66	-2.36	20.21	0.62	-0.19	0.64	0.29
D	-0.62	-0.34	3.56	2.81	-3.47	4.74	1.83	-0.07	0.10
Fr	0.03	0.08	1.41	1.36	-4.16	-11.35	0.62	0.12	0.14
It	0.33	0.40	-1.11	-0.59	8.63	7.02	-0.67	0.23	0.09
RE	0.17	0.15	-1.51	-2.56	14.18	6.72	-1.04	0.38	-0.05
EEC	0.06	0.10	4.E-3	0.15	3.64	2.37	0.55	0.23	0.12
ROW	-0.07	-0.05	0.25	0.21	-0.83	0.37	0.14	-0.03	-0.01
Efficiency gains (%)									
GB	---	---	-2.06	-1.04	13.01	0.22	-0.07	---	---
D	---	---	1.76	1.24	-2.14	1.73	0.66	---	---
Fr	---	---	0.55	0.44	-3.19	-6.67	0.19	---	---
It	---	---	-0.38	-0.18	5.66	3.52	-0.22	---	---
RE	---	---	-0.47	-0.67	3.89	1.27	-0.32	---	---
EEC	---	---	-0.04	0.03	2.05	0.82	0.19	---	---
ROW	---	---	0.09	0.07	-0.57	0.09	0.05	---	---

Table 4b: Long-Term Effects of the '1992' Program, Flexible Wages
(% Changes, Cournot-Nash Competition)

Aggregate indicators	GB	D	Fr	It	RE	ROW
<i>Felcity (% equiv. var.)</i>	0.95	0.57	0.74	0.76	0.03	-0.01
<i>Wage rate</i>	2.53	-0.49	0.69	1.48	1.45	-0.01
<i>Rental rate of capital</i>	1.34	-1.24	-0.22	0.91	0.90	0.01
<i>Cost-of-living index</i>	1.50	-1.12	9.E-3	0.84	0.96	9.E-3
<i>Terms of trade</i>	0.67	-0.73	1.42	0.16	-0.05	-0.24
<i>Efficiency gains (%)</i>	1.68	0.75	-0.28	0.97	-0.11	-0.09
<i>Employment</i>	---	---	---	---	---	---
<i>Investment</i>	0.95	0.93	0.99	0.55	-0.57	-0.02

	Agricult.	Food. Beverage	Pharma.	Chemist.	Road Vehicles	Office Machin.	Other Mach. & Transp. Material	Other Manuf.	Services
<i>Average selling price to EEC (% change)</i>									
GB	1.56	1.79	1.41	1.81	-4.70	0.26	1.51	1.87	1.72
D	-0.43	-0.68	-2.42	-2.22	-1.76	-2.73	-1.44	-0.96	-1.18
Fr	0.11	0.16	-0.45	-0.28	-0.97	0.20	-0.29	0.18	0.06
It	0.92	0.93	0.79	1.04	-1.66	-3.38	0.86	1.12	1.15
RE	0.88	0.93	0.86	1.27	-0.64	0.05	1.06	1.12	1.14
ROW	0.01	0.01	0.04	-0.08	-0.11	-0.09	-0.05	6.E-3	1.E-3
<i>Number of firms (% change)</i>									
GB	---	---	-7.46	-2.69	4.37	-9.07	-0.55	---	---
D	---	---	6.79	5.00	-9.78	-5.63	1.78	---	---
Fr	---	---	1.06	1.70	5.40	-19.70	-1.60	---	---
It	---	---	-2.77	-0.66	5.50	-18.52	-2.10	---	---
RE	---	---	-6.13	-5.32	33.79	-1.11	-4.40	---	---
ROW	---	---	0.09	9.E-3	-0.28	1.58	0.03	---	---
<i>Output (% change)</i>									
GB	0.86	0.77	-6.36	-2.89	22.07	-0.54	0.36	0.99	0.82
D	-0.27	0.06	10.75	7.64	-9.27	4.67	3.09	0.27	0.72
Fr	0.53	0.47	3.04	2.83	-1.96	-19.91	0.36	0.47	0.59
It	0.76	0.73	-1.41	-0.41	10.46	-0.39	-0.83	0.57	0.39
RE	0.26	0.33	-5.36	-6.41	35.86	6.71	-5.01	0.10	-0.24
EEC	0.44	0.44	0.99	1.22	3.61	-2.E-3	0.80	0.46	0.54
ROW	-7.E-3	-0.02	0.07	0.01	-1.12	1.70	0.06	-0.02	-0.02
<i>Efficiency gains (%)</i>									
GB	---	---	0.65	-0.09	11.21	3.17	0.33	---	---
D	---	---	1.74	1.08	0.34	3.76	0.46	---	---
Fr	---	---	0.75	0.36	-5.47	-0.15	0.60	---	---
It	---	---	0.47	0.08	3.18	10.13	0.42	---	---
RE	---	---	0.26	-0.30	0.41	1.47	-0.20	---	---
EEC	---	---	0.82	0.28	1.56	3.92	0.40	---	---
ROW	---	---	-5.E-3	0.00	-0.57	0.03	0.01	---	---

It should be clear from the above discussion that intertemporal reallocations are important. Neglecting these in applied GE evaluations of trade liberalization may seriously bias the analysis. To emphasize this, we perform the same trade experiment with the model adequately restricted to its closest static formulation (see Mercenier (1995)). In this scenario, nothing links the two instantaneous equilibria indexed by $t=1$ and $t=2$. The two equilibria differ only by the assumptions governing industry structure: fixed when $t=1$, endogenous with Chamberlinian entry/exit when $t=2$. The welfare results are reported in Table 5 as scenario 2. (The first scenario is the base case detailed in the previous table.) Observe that in scenario 2, all members of the community unambiguously and quite uniformly gain from the experiment, a qualitative conclusion that contrasts with the one obtained from the intertemporal model. Abstracting from distributional considerations by focusing on the four larger European countries, we see that the aggregate long-term felicity gains for the community are biased downward by some 50 percent when dynamic effects are not taken into account in the analysis. This is clearly a serious underestimation.

As is clear from Appendix B, the expressions for the perceived price elasticities are extremely complex because of the distinctions made in the model between consumption, investment, and intermediate demands. One, therefore, may wish to simplify these calculations as some researchers do (e.g., Gasiorek et al. (1992)) and determine the markups on the basis of the firm's monopoly power on final demands

only. One should be careful, though: the perceived elasticities are at the core of the policy analysis, and the simplification might not be innocuous. Table 5 reports as scenario 3 the welfare estimates that are obtained from the static model with this approximation. Comparing these estimates with those of the preceding scenario, we see that in some countries, the simplifying assumption results in serious downward bias, which suggests that such simplifications are not to be recommended.

A last important question is, How robust, qualitatively and quantitatively, are our results to changes in parameter values? An extensive sensitivity analysis has been performed with respect to all important parameters: product differentiation ($\sigma_s^f, \sigma_s^x, s \in \bar{C}$), industry concentration ($n_{i,s}$), intertemporal substitution (γ), time discounting (ρ), and horizon length (T). Table 6 summarizes the findings.¹⁸ As can be seen from Table 6, our estimates of welfare gains from the '1992' package are reasonably robust to changes in all parameters, though they prove more sensitive to the values of the product-differentiation elasticities and to initial industry concentration. This can hardly be a surprise. With low values of σ_s^f, σ_s^x , households (as consumers and investors) and firms (as demanders of intermediate goods) are less likely to be able to take advantage of relative price changes, whereas noncompetitive producers enjoy increased monopoly power. (See

¹⁸ For each selected value of the static parameters ($[0.5, 1.0, 1.5] \times \sigma_s^f, \sigma_s^x, [0.75, 1.0, 1.25] \times n_{i,s}$) robustness has been tested with respect to each intertemporal parameter [$T = 15, 20, 25$; $\rho = 0.05, 0.075, 0.10$; $\gamma = 0.5, 1.0, 1.5$]. For space conservation, we report only a representative sample of these experiments.

Haaland and Wooton (1992) on this.) Furthermore, it is a characteristic feature of the Dixit-Stiglitz-Ethier specification that the returns to the number of varieties vary with σ s. (It is easy to check from (A.1), (A.4) and (A.6) that preferences and technologies are homogeneous of degree $\sigma/(\sigma-1)$ with respect to n .) Increasing product differentiation (lower σ s) increases the returns to varieties and the welfare and efficiency costs associated with industry adjustment (exit of firms) in period 2. The sensitivity of the results to the values of n_{is} is also not surprising. As the number of firms increases, the elasticities $\partial \log p_{isj} / \partial \log z_{isj}$ tend to a weighted average of $1/\sigma^f$ and $1/\sigma^x$ independent of the destination market j . As a result, there is less room for price discrimination in the calibrated pre-'1992' equilibrium. Note however, that despite differences in numbers, the qualitative conclusions that emerge are essentially unchanged: not all countries within the EEC will gain from the '1992' program, and those who will are unlikely to experience more than a 1 percent long-term felicity gain.

Table 5:
 Welfare Effects of the '1992' Measured from Different Model Formulations
 (Felicity as % Equivalent Variations, Cournot-Nash Competition, Flexible Wages)

		GB	D	Fr	It	RE	ROW
Scenario 1 (base case)	t=1	0.48	0.20	0.32	0.38	0.34	-0.02
	t=2	0.95	0.57	0.74	0.76	0.03	-0.01
Scenario 2 (static)	t=1	0.59	0.23	0.40	0.45	0.19	-0.02
	t=2	0.46	0.31	0.34	0.36	0.20	-0.01
Scenario 3 (static with perceived monopoly power based on final demands only)	t=1	0.47	0.13	0.32	0.44	0.13	-0.02
	t=2	0.31	0.21	0.29	0.31	0.08	-8.E-3

Table 6a: Short-Term Welfare effects of '1992': Sensitivity Analysis, Flexible Wages (Felicity Measured as % Equivalent Variations, Cournot-Nash Competition)						
	<i>GB</i>	<i>D</i>	<i>Fr</i>	<i>It</i>	<i>RE</i>	<i>ROW</i>
Base case	0.48	0.20	0.32	0.38	0.34	-0.02
T=25	0.51	0.21	0.35	0.41	0.32	-0.02
T=15	0.42	0.17	0.28	0.34	0.36	-0.02
$\rho=0.10$	0.52	0.22	0.36	0.42	0.31	-0.02
$\rho=0.5$	0.40	0.16	0.25	0.32	0.38	-0.02
$1/\gamma=0.05$	0.54	0.25	0.38	0.43	0.27	-0.02
$1/\gamma=1.5$	0.43	0.16	0.29	0.35	0.39	-0.02
$0.75 \sigma_s, s \in \bar{C}$	0.48	0.26	0.31	0.36	0.33	-0.02
$1.25 \sigma_s, s \in \bar{C}$	0.47	0.17	0.34	0.40	0.34	-0.02
$.75 n_s, s \in \bar{C}$	0.62	0.26	0.43	0.48	0.40	-0.02
$1.25 n_s, s \in \bar{C}$	0.38	0.15	0.25	0.31	0.28	-0.01

Table 6b:
Long-Term Welfare effects of '1992': Sensitivity Analysis, Flexible Wages
(Felicity Measured as % Equivalent Variations, Cournot-Nash Competition)

	<i>GB</i>	<i>D</i>	<i>Fr</i>	<i>It</i>	<i>RE</i>	<i>ROW</i>
Base case	0.95	0.57	0.74	0.76	0.03	-0.01
T=25	0.97	0.56	0.76	0.78	0.01	-0.01
T=15	0.93	0.57	0.73	0.74	0.04	-0.01
$\rho=10$	0.98	0.56	0.76	0.78	0.01	-0.01
$\rho=0.5$	0.91	0.57	0.72	0.73	0.05	-0.01
$1/\gamma=0.5$	0.85	0.48	0.66	0.68	0.11	-9.E-3
$1/\gamma=1.5$	1.03	0.62	0.80	0.81	-0.05	-0.01
$0.75 \sigma_s, s \in \bar{C}$	1.00	0.76	0.82	0.78	-0.08	-0.01
$1.25 \sigma_s, s \in \bar{C}$	0.91	0.46	0.71	0.74	0.09	-0.01
$.75 n_s, s \in \bar{C}$	1.12	0.57	0.81	0.82	0.07	-9.E-3
$1.25 n_s, s \in \bar{C}$	0.83	0.54	0.70	0.70	-0.02	-0.01

5.2 The rigid short-term real wage case

The previous experiment assumed competitive labor markets with a vertical labor-supply curve. This is an extreme and unrealistic representation of European economies--obviously not the kind of world that policymakers in Brussels considered when they launched the '1992' program. With little effort, one can imagine what they most likely had in mind: The move to a single integrated market should result in a reduction of consumer prices with increased production efficiency and more intensive competition for primary factors; in the short run, equilibrium in the labor market will be ensured by a combination of real wage increases and job creations; investment will also become more profitable, so that long-run production capacities will expand, presumably enough for the newly hired labor force to remain employed in the post- '1992' steady state. The analysis of section 5.1 assumed no job creation, so that labor productivity gains were absorbed exclusively by real wage increases. We now explore the implications of the alternative extreme assumption: European wages are tied to the consumer price index in the short run (with employment determined by firms, labor supply being horizontal); they adjust in the long run so as to maintain the employed labor force at its first-period level. The two scenarios together provide a range of welfare gains from '1992' which

presumably includes estimates that would be generated with more sophisticated wage-fixing mechanisms (such as Oswald's(1982) type of bargaining between unions and employers.)

To conserve on space, we report in Table 7 only standard aggregate indicators; some sectoral details may be found in Appendix C. We see that the welfare gains have, on average, approximately doubled in both periods when compared with the flexible-wage/fixed-labor supply case. All countries within the EEC benefit from the trade integration on the whole time horizon, including RE, despite a contraction of this region's long-term production capacities. The reason is, of course, that for this region, lower capital stock is compensated for by an increase in employment, as is consistent with the shift toward labor-intensive activities observed in the previous experiment. Employment rises between 0.5 and 1.5 percent, depending on the country considered. This could represent more than 75,000 jobs created in Europe. The reason behind this is clear enough: by forcing down the average price charged by firms within the EEC, the '1992' program reduces cost-of-living indices of European consumers vis à vis the numeraire. Wage indexation, therefore, implies that European wages are reduced relative to the ROW labor cost without any loss in purchasing power for workers. The increase in the external competitiveness of the EEC helps European producers gain market shares within as well as outside of Europe, boost their output, and move further down their

average-cost curves. As the sensitivity analysis reported in Table 8 indicates, these conclusions prove quite robust to changes in parameter values.

Table 7a: *short-Term Effects of the 1992' Program: Fully Indexed Wages
at $t=1$
(% Changes, Aggregate Indicators, Cournot-Nash Competition)*

	<i>GB</i>	<i>D</i>	<i>Fr</i>	<i>It</i>	<i>RE</i>	<i>ROW</i>
<i>Felicity (% equiv. Var.)</i>	1.30	0.76	0.65	0.94	0.66	-0.04
<i>Wage rate</i>	2.10	-0.65	0.52	1.33	0.78	0.00
<i>Rental rate of capital</i>	3.59	0.27	1.22	2.34	1.08	0.01
<i>Cost-of-living index</i>	2.10	-0.65	0.52	1.33	0.78	0.02
<i>Terms of trade</i>	1.24	-0.57	1.81	0.43	-0.45	-0.67
<i>Efficiency gains (%)</i>	1.56	0.59	-0.09	0.85	0.04	-0.03
<i>Employment</i>	1.34	0.80	0.55	0.93	0.68	-0.00
<i>Investment</i>	2.34	1.26	1.11	1.05	-0.21	-0.05

Table 7b: *short-Term Effects of the '1992' Program: Fully Indexed Wages at t=1*
 (% Changes, Aggregate Indicators, Cournot-Nash Competition)

	<i>GB</i>	<i>D</i>	<i>Fr</i>	<i>It</i>	<i>RE</i>	<i>ROW</i>
<i>Felicity (% equiv. Var.)</i>	2.19	1.38	1.29	1.67	0.61	9.E-3
<i>Wage rate</i>	2.28	-0.56	0.54	1.24	1.22	-0.07
<i>Rental rate of capital</i>	1.33	-1.21	-0.23	0.83	0.91	2.E-3
<i>Cost-of-living index</i>	1.21	-1.25	-0.11	0.61	0.83	-0.02
<i>Terms of trade</i>	0.47	-0.78	1.42	0.04	-0.03	-0.07
<i>Efficiency gains (%)</i>	1.79	0.85	-0.23	1.04	-0.10	-0.10
<i>Employment</i>	1.34	0.80	0.55	0.93	0.68	-0.00
<i>Investment</i>	1.96	1.60	1.40	1.31	-0.16	-0.05

Table 8a:						
<i>Short Term Welfare Effects of '1992': Sensitivity Analysis, Indexed Wages at</i>						
<i>t=1</i>						
<i>(Felicity Measured as % Equivalent Variations, Cournot-Nash Competition)</i>						
	<i>GB</i>	<i>D</i>	<i>Fr</i>	<i>It</i>	<i>RE</i>	<i>ROW</i>
<i>Base case</i>	1.30	0.76	0.65	0.94	0.66	-0.04
<i>T=25</i>	1.36	0.80	0.70	0.99	0.66	-0.03
<i>T=15</i>	1.21	0.70	0.59	0.88	0.66	-0.04
<i>$\rho=.10$</i>	1.37	0.80	0.71	1.00	0.66	-0.03
<i>$\rho=.05$</i>	1.16	0.68	0.55	0.84	0.66	-0.04
<i>$1/\gamma=.5$</i>	1.44	0.85	0.75	1.04	0.61	-0.04
<i>$1/\gamma=1.5$</i>	1.20	0.70	0.60	0.88	0.70	-0.03
<i>.75 $\sigma_s, s \in \bar{C}$</i>	1.37	0.84	0.68	0.93	0.64	-0.04
<i>1.25 $\sigma_s, s \in \bar{C}$</i>	1.25	0.71	0.64	0.94	0.67	-0.04
<i>.75 $n_{is}, s \in \bar{C}$</i>	1.43	0.87	0.73	0.97	0.67	-0.04
<i>1.25 $n_{is}, s \in \bar{C}$</i>	1.19	0.65	0.62	0.90	0.63	-0.03

Table 8b:
Long Term Welfare Effects of 1992': Sensitivity Analysis, Indexed Wages at
t=1
(Felicity Measured as % Equivalent Variations, Cournot-Nash Competition)

	<i>GB</i>	<i>D</i>	<i>Fr</i>	<i>It</i>	<i>RE</i>	<i>ROW</i>
<i>Base case</i>	2.19	1.38	1.29	1.67	0.61	9.E-3
<i>T=25</i>	2.21	1.38	1.31	1.69	0.60	0.01
<i>T=15</i>	2.15	1.36	1.27	1.65	0.61	7.E-3
<i>ρ=.10</i>	2.22	1.38	1.31	1.69	0.60	0.01
<i>ρ=.05</i>	2.13	1.36	1.26	1.64	0.61	6.E-3
<i>1/γ=.5</i>	2.02	1.25	1.18	1.53	0.62	8.E-3
<i>1/γ=1.5</i>	2.30	1.46	1.36	1.76	0.59	6.E-3
<i>.75 σ_s, s ∈ C̄</i>	2.38	1.63	1.44	1.75	0.51	8.E-3
<i>1.25 σ_s, s ∈ C̄</i>	2.04	1.22	1.20	1.60	0.65	0.01
<i>.75 n_{is}, s ∈ C̄</i>	2.32	1.43	1.31	1.63	0.57	0.01
<i>1.25 n_{is}, s ∈ C̄</i>	2.05	1.26	1.29	1.66	0.58	7.E-3

6. CONCLUSIONS

Previous attempts to evaluate the welfare costs of price discrimination within the European Community conclude that although unambiguously positive for all countries, these costs are quite mild. In any case, they seem much milder than estimated by the Cechini group by extrapolation from partial equilibrium studies. It is generally suggested that the modesty of these results could be due to the neglect of capital accumulation. This paper has provided an evaluation of the intertemporal GE reallocation effects of the '1992' program. In order to investigate the possible consequence of European labor-market imperfections, we have explored two alternative extreme assumptions on wage-fixing. One specification assumes flexible wages with fixed employment/unemployment. The second assumes that, under the condition that no worker previously employed loses, short-term labor productivity gains are absorbed by job creation rather than wage increases: the wage-to-cost-of-living ratios are held fixed in the short run. To capture the hysteresis type of effects often observed in European labor markets, long-term flexible wages are determined consistent with employment levels inherited from the short run. It is suggested that welfare estimates obtained from a more sophisticated wage fixing mechanism would fall in the range provided by these two extreme scenarios.

Three important conclusions may be drawn from our results. One is that the fear of the gains from '1992' being dissipated by wage rigidities is ill-founded. If '1992' is to be welfare-improving with flexible wages, it will also be beneficial (possibly more so) with real wage rigidities, precisely because the policy aims at reducing the cost-of-living index in the community. The results suggest that the number of jobs created could be large.

A second conclusion is that when intertemporal reallocation effects are taken into account, all member countries are not sure to gain from European integration in the long run: the steady-state level of capital may actually decline as a country shifts to more labor-intensive industries.

The third conclusion is that, even when dynamic effects are taken into account in the most favorable Cournot case, the welfare gains from '1992' remain below those suggested by the Cechini report.

REFERENCES

- Baldwin, R., 1989, "The Growth Effects of 1992", Economic Policy 9, 248-281.
- Bonanno, G., 1990, "General Equilibrium Theory with Imperfect Competition", Journal Economic Surveys 4, 297-328.
- Brooke, A., D., Kendrick and A. Meeraus, 1988, GAMS: A User's Guide. San Francisco: Scientific Press.
- Burniaux, J-M. and J. Waelbroeck, 1992, "Preliminary Results of Two Experimental Models of General Equilibrium with Imperfect Competition", Journal of Policy Modeling 14, 65-92.
- Commission of the European Communities (CEC), 1988, "The Economics of 1992", The European Economy 35.
- Dixit, A.K., and J.E., stiglitz, 1977, "Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity". American Economic Review 67, 297-308.
- Ethier. W.J., 1982, "National and International Returns to Scale in the Modern Theory of International Trade", American Economic Review 72, 389-405.
- Gabszewicz, J.J. and J.P. Vial, 1972, "Oligopoly ' à la Cournot ' in a General Equilibrium Analysis", Journal of Economic Theory 4, 381-400.
- Gary-Bobo, R.J., 1989, Equilibre Général et Concurrence Imparfait, monographie d'économétrie. Paris: Éditions du CNRS.

- Gasiorek, M., A. Smith and A.J. Venables, 1991, "Completing the Internal Market in the European Community: Factor Demands and Comparative Advantage", in: 1992: Trade and Industry, A.J. Venables and L.A. Winters (eds.), pp. 9-51. Cambridge: Cambridge University Press.
- Gasiorek, M., A. Smith and A.J. Venables, 1992, "1992: Trade and Welfare, A General Equilibrium Model". CEPR Discussion Paper 672, London.
- Haaland, J. and V. Norman, 1992, "Global Production Effects of European Integration", CEPR Discussion Paper 669, London.
- Haaland, J. and I. Wooton, 1992, "Market Integration, Competition and Welfare", in : Trade Flows and Trade Policy After 1992, L. A. Winter (ed.), pp.125-146. Cambridge: Cambridge University Press.
- Harris, R., 1984, "Applied General Equilibrium Analysis of Small Open Economies with Scale Economies and Imperfect Competition", American Economic Review 74, 1016-1032.
- Hart, O.D., 1985, "Imperfect Competition in General Equilibrium: An Overview of Recent Work", in: Frontiers of Economics, K.J. Arrow and S. Honkapohja (eds.), pp. 100-149. Oxford: Blackwell.
- Kiyotaki, N., 1988, "Multiple Expectational Equilibria Under Monopolistic Competition", Quarterly Journal of Economics 103, 695-713.

- Mercenier, J., 1995, "Can 1992' Reduce Unemployment in Europe? On Welfare and Employment Effects of Europe's Move to a Single Market", Journal of Policy Modeling 17(1), 1-37 .
- Mercenier, J., 1995 "Nonuniqueness of Solutions in Applied General Equilibrium Models with Scale Economies and Imperfect Competition", Economic Theory 6(1) , 161-177 .
- Mercenier, J. and P. Michel, 1994, "Discrete Time Finite Horizon Approximation of Optimal Growth with Steady State Invariance", Econometrica 62, 635-656.
- Mercenier, J. and N. Schmitt, 1992, "On Sunk Costs and Trade Liberalization in applied General Equilibrium (with implications for 'Europe 1992')", Discussion Paper 3992, C.R.D.E., Université de Montréal.
- Mertens, Y. and V. Ginsburgh, 1985, "Product Differentiation and Price Discrimination in the European Community: The Case of Automobiles", Journal of Industrial Economics 34, 151-166.
- Murtagh, B.A. and M.A. Saunders, 1982, "A Projected Lagrangian Algorithm and Its Implementation for Sparse Nonlinear Constraints", Mathematical Programming study 16, 84-117.
- Negishi, T., 1961, "Monopolistic Competition and General Equilibrium", Review of Economic Studies 28, 196-201.
- Nikaido, H. 1975, Monopolistic Competition and Effective Demand. Princeton, N.J. Princeton University Press.

- Norman, V.D. 1990, "Assessing Trade and Welfare Effects of Trade Liberalization: A Comparison of Alternative Approaches to CGE modeling with Imperfect Competition", European Economic Review 34, 725-745.
- Oswald, A.J. 1982, "The Microeconomic Theory of the Trade Union", Economic Journal 92, 269-283.
- Pratten, C., 1988, "A Survey of the Economics of Scale", in: Research on the Costs of Non-Europe, Basic Findings Vol. 2, Brussels: Commission of the European Communities.
- Roberts, J. and H. Sonnenschein, 1977, "On the Foundations of the Theory of Monopolistic Competition", Econometrica 45, 101-113.
- Shoven, J.B. and J. Whalley, 1984, "Applied General-Equilibrium Models of Taxation and International Trade: An Introduction and Survey", Journal of Economic Literature 22, 1007-1051.
- Smith, A. and A.J. Venables, 1988, "Completing the Internal Market in the European Community: Some Industry Simulation", European Economic Review 32, 1501-1525.
- Srinivasan, T.N. and J. Whalley (ed), 1986, General Equilibrium Trade Policy Modeling Cambridge: MIT Press.
- Venables, A.J., 1984, "Multiple Equilibria in the Theory of International Trade with Monopolistically Competitive Commodities", Journal of International Economics 16, 103-121.
- Winters, A.L., 1991, "International Trade and 1992", European Economic Review 35, 367-377.

Appendix A: A Formal Description of the Instantaneous General Equilibrium

For notational ease, we neglect the time index except where necessary. We identify sectors of activity by indices s and t , with S representing the set of all industries, so that $s, t = 1, \dots, S$. The set S is partitioned into the subset of competitive, constant return-to-scale sectors, denoted C , and the subset of noncompetitive, increasing return-to-scale industries, denoted \bar{C} . Countries are identified by indices i and j , with $i, j = 1, \dots, W$ and $W = EEC \cup ROW$, where the first subset represents the European Community, and the last subset represents the OECD countries that do not belong to EEC. We keep track of the trade flows by following the usual practice that identifies the first two indices with, respectively, the country and the industry supplying the good and, when appropriate, the next two with the client country and industry. (Thus, a subscript $isjt$ indicates a flow originating in sector s of country i with industry t of country j as recipient.)

1. The households' static decision problem

For exposition ease, we break country i 's household static decision making into a 'consumer' and an 'investor' choice problem. (This is innocuous, given our separability assumptions on preferences and

technologies.) The domestic consumer values products of competitive industries from different countries as imperfect substitutes (the Armington assumption), while the consumer treats as specific each good produced by individual firms operating in the noncompetitive industries. This is represented by a two-level utility function. The first level combines consumption goods ($c_{.si}$), assuming constant expenditure shares (ρ_{si}). The second level determines the optimal composition of the consumption aggregates in terms of geographical origin for competitive industries or in terms of the individual firm's product for the noncompetitive sectors. Formally, the consumer's preferences are

$$\log C_i = \sum_{s \in S} \rho_{si} \log c_{.si} \quad , \quad \sum_{s \in S} \rho_{si} = 1,$$

$$(A1) \quad c_{.si} = \left\{ \sum_{j \in W} \delta_{jsi}^c c_{jsi}^{\frac{\sigma_s - 1}{\sigma_s}} \right\}^{\frac{\sigma_s}{\sigma_s - 1}} \quad , \quad s \in C,$$

$$c_{.si} = \left\{ \sum_{j \in W} n_{js} \delta_{jsi}^c c_{jsi}^{\frac{\sigma_s^f - 1}{\sigma_s^f}} \right\}^{\frac{\sigma_s^f}{\sigma_s^f - 1}} \quad , \quad s \in \bar{C},$$

where δ_{jsi}^c are share parameters, σ_s , σ_s^f are substitution elasticities [the superscript f identifies final demand-specific product differentiation for imperfectly competitively produced goods; see Dixit and Stiglitz (1977)], and n_{js} denotes the number of symmetric oligopolists operating in country j , sector s . Observe that when $s \in C$, c_{jsi} denotes the sales to the consumer of the whole industry s of country j whereas when $s \in \bar{C}$,

it represents the sales of a *single* representative firm. Note also that this formulation is sufficiently general to allow for the treatment of nontraded goods; for such goods $\delta_{jsi}^c = 0, \forall j \neq i$. The consumer maximizes (A1) subject to the condition that:

$$(A2) \quad p_{ci} C_i \geq \sum_{j \in W} \left(\sum_{s \in C} p_{jsi} c_{jsi} + \sum_{s \in \bar{C}} p_{jsi} n_{js} c_{jsi} \right),$$

where p_{jsi} are prices on which consumers have no influence and the term on the left side results from the intertemporal decision of the household.

The investor's problem is to determine the optimal composition of the domestic investment good; for this, the investor maximizes (A3):

$$(A3) \quad \begin{aligned} \log I_i &= \sum_{s \in S} \omega_{si} \log I_{.si} \quad , \quad \sum_{s \in S} \omega_{si} = 1, \\ I_{.si} &= \left\{ \sum_{j \in W} \delta_{jsi}^I I_{jsi}^{\frac{\sigma_s - 1}{\sigma_s}} \right\}^{\frac{\sigma_s}{\sigma_s - 1}} \quad , \quad s \in C, \\ I_{.si} &= \left\{ \sum_{j \in W} n_{js} \delta_{jsi}^I I_{jsi}^{\frac{\sigma'_s - 1}{\sigma'_s}} \right\}^{\frac{\sigma'_s}{\sigma'_s - 1}} \quad , \quad s \in \bar{C}, \end{aligned}$$

subject to

$$(A4) \quad p_H I_i \geq \sum_{j \in W} \left(\sum_{s \in C} p_{jsi} I_{jsi} + \sum_{s \in \bar{C}} p_{jsi} n_{js} I_{jsi} \right).$$

Note that the share parameters δ_{jsi}^c and δ_{jsi}^I in (A1) and (A3) are specific to each decision problem, so that price responsiveness of the two final demand components will accordingly differ, even though we assume that the substitution elasticities are identical, since no econometric information suggests otherwise.

2. The Behavior of Firms

a) *Competitive industries.* In competitive industries, the representative firm of country i , sector s , operates with constant return-to-scale technologies, combining variable capital (K_{is}^v) and labor (L_{is}^v) as well as intermediate inputs (x_{jis}). Material inputs are introduced in the production function in a way similar to the way consumption goods are treated in the preferences of households: with an Armington specification for goods produced by competitive industries and with product differentiation at the firm level in the imperfectly competitive

sector. Input demands by country i 's representative producer of sector $s \in C$ result from the minimization of the variable unit cost v_{is} for a given level of output Q_{is} .

$$(A5) \quad v_{is} Q_{is} = \sum_{j \in W} \left(\sum_{t \in C} p_{jti} x_{jtis} + \sum_{t \in \bar{C}} p_{jti} n_{jt} x_{jtis} \right) + w_i L_{is}^v + r_i K_{is}^v$$

such that

$$\log Q_{is} \leq \alpha_{Lis} \log L_{is}^v + \alpha_{Kis} \log K_{is}^v + \sum_{t \in S} \alpha_{tis} \log x_{tis},$$

$$(A6) \quad x_{.tis} = \left\{ \sum_{j \in W} \beta_{jtis} x_{jtis}^{\frac{\sigma_t - 1}{\sigma_t}} \right\}^{\frac{\sigma_t}{\sigma_t - 1}}, \quad t \in C,$$

$$x_{.tis} = \left\{ \sum_{j \in W} n_{jt} \beta_{jtis} x_{jtis}^{\frac{\sigma_t^x - 1}{\sigma_t^x}} \right\}^{\frac{\sigma_t^x}{\sigma_t^x - 1}}, \quad t \in \bar{C},$$

where the σ s are substitution elasticities [the superscript x identifies intermediate demand-specific product differentiation for imperfectly competitively produced goods; see Ethier (1982)], and the α s and β s are share parameters with

$$\alpha_{Lis} + \alpha_{Kis} + \sum_{t \in S} \alpha_{tis} = 1,$$

and $\beta_{jtis} = 0 \forall j \neq i$ if t is nontraded. Cost minimization implies marginal cost pricing ($p_{isj} = v_{is}$) and zero profits ($\pi_{is} = 0$) in the competitive sectors.

b) Noncompetitive industries. Noncompetitive industries have increasing returns to scale in production. We model this by assuming that in addition to variable costs associated with technological constraints similar to (A6), the individual firms in country i , sectors s , face fixed primary factor costs. This introduces a wedge between total unit costs V_{is} and marginal costs v_{is} :

$$(A7) \quad V_{is} = v_{is} + \frac{[w_i L_{is}^F + r_i K_{is}^F]}{Q_{is}}, \quad s \in \bar{C},$$

where Q_{is} , L_{is}^F , K_{is}^F denote, respectively, the *individual* firm's output, fixed labor and fixed capital.

With initial market segmentation, the noncompetitive firm exploits the monopoly power it has on each individual country market. To establish this, the firm is endowed with the knowledge of preferences (A1) and technologies (A3), (A6) of its clients. It then performs a *partial equilibrium* profit maximization calculation assuming that in each country, each individual client's current-price expenditure *on the whole industry* is unaffected by its own strategic action z_{isj} , so that

$$(A8) \quad \begin{aligned} \frac{\partial \rho_{sj} p_{cj} C_j}{\partial z_{isj}} &= 0, \quad j \in W, \\ \frac{\partial \omega_{sj} p_{lj} I_j}{\partial z_{isj}} &= 0, \quad j \in W, \\ \frac{\partial \alpha_{sjt} v_{jt} Q_{jt}}{\partial z_{isj}} &= 0, \quad j \in W, \quad t \in S. \end{aligned}$$

We make the Cournot assumption of noncooperative behavior with sales to each individual market as the strategic variables z_{isj} . Profit maximization then yields that

$$(A9) \quad \frac{p_{isj} - v_{is}}{p_{isj}} = \frac{\partial \log p_{isj}}{\partial \log z_{isj}}, \quad s \in \bar{C}, j \in W,$$

with

$$(A10) \quad Q_{is} = \sum_{j \in W} z_{isj}.$$

The computation of the elasticities on the right side of (A9) requires inverting log-linearized aggregate demand systems. This is a very complex calculation; see Appendix B for details.

The definition of oligopolistic industry profits then immediately follows:

$$(A11) \quad \pi_{is} = n_{is} \left(\sum_{j \in W} p_{isj} z_{isj} - V_{is} Q_{is} \right), \quad s \in \bar{C}.$$

3. The instantaneous general equilibrium

The instantaneous general equilibrium is defined as a static allocation, supported by a vector of prices (p_{isj}, w_p, r_p) , $s \in S$, $i, j \in W$, consistent with the intertemporal constraints and choices (2.1)- (2.4) and such that

- Consumers maximize (A1) subject to (A2);
- Investors maximize (A3) subject to (A4);
- Firms minimize (A5) subject to (A6);
- Oligopolistic firms set prices according to (A9) and satisfy the resulting demand so that

$$(A12) \quad z_{isj} = c_{isj} + I_{isj} \sum_{t \in S} x_{isjt}, \quad s \in \bar{C}, ij \in W,$$

and (A10) holds;

-Industry concentration n_{is} , $s \in \bar{C}$, $i \in W$, is fixed in the short run so that oligopolistic profits as defined by (A11) may differ from zero; in period 2, the number of competitors is such that these profits vanish: $\pi_{is} = 0$. For the pricing equation (A9) to make sense, the equilibrium number of firms n_{is} must be greater than one:

$$(A13) \quad n_{is} \geq 1;$$

- Supply equals demand on each competitive market:

$$(A14) \quad Q_{is} = \sum_{j \in W} [c_{isj} + I_{isj} + \sum_{t \in S} x_{isjt}], \quad s \in C, i \in W;$$

$$(A15) \quad K_i = \sum_{s \in C} K_{is}^v + \sum_{s \in \bar{C}} n_{is} [K_{is}^v + K_{is}^F], \quad i, j \in W;$$

$$(A16) \quad L_i^{sup} = L_i = \sum_{s \in C} L_{is}^v + \sum_{s \in \bar{C}} n_{is} [L_{is}^v + L_{is}^F], \quad i \in W,$$

where L_i^{sup} denotes constant labor supply.

In the alternative case, where initial unemployment and short-term wage indexation prevail in Europe, (A16) holds only for the *ROW*. For the European countries, we then assume that:

$$(A17a) \quad w_i = \text{constant}, \quad i \in EEC$$

$$(A17b) \quad L_i^{su} > L_i = \sum_{s \in C} L_{is}^v + \sum_{s \in \bar{C}} n_{is} [L_{is}^v + L_{is}^F], \quad i \in EEC$$

$$(A17c) \quad L_i(\text{period2}) = L_i(\text{period1}), \quad i \in EEC.$$

The first period *ROW* wage rate is chosen as the numéraire and fixed to unity.

Appendix B: The Computation of Oligopolistic Markups

a) *The segmented market case*

The difficulty in this exercise is keeping track of individual firm's variables. Let us define P_j as the vector of prices on market j :

$$P_j^f = [p_{1j}^1, \dots, p_{1j}^{n1}, \dots, p_{ij}^1, \dots, p_{ij}^f, \dots, p_{ij}^{ni}, \dots, p_{Wj}^1, \dots, p_{Wj}^{nw}, \dots],$$

Where p_{ij}^f is the price charged by firm f of country i . (For notational convenience, we neglect the subscript s .) Define in a similar way Z_j , C_j , I_j , X_{jt} as the vectors of sales (z_{ij}^f), consumption (c_{ij}^f), investment (I_{ij}^f), and input demands by sector t (x_{ijt}^f). In market j , firms face a demand system that, according to assumptions (A8), is of the following form:

$$(B1) \quad Z_j = C_j(P_j(Z_j)) + I_j(P_j(Z_j)) + \sum_t X_{jt}(P_j(Z_j))$$

Total differentiation yields that

$$dZ_j = \left[\frac{\partial C_j}{\partial P_j} + \frac{\partial I_j}{\partial P_j} + \sum_t \frac{\partial X_{jt}}{\partial P_j} \right] \frac{\partial P_j}{\partial Z_j} dZ_j,$$

Where $\partial C_j / \partial P_j$, $\partial I_j / \partial P_j$, $\partial X_{jt} / \partial P_j$, $\partial P_j / \partial Z_j$ are matrices of partial derivatives. Define \hat{P}_j as the diagonal matrix with the p_{ij}^f as diagonal elements and \hat{C}_j , \hat{I}_j , \hat{X}_{jt} , \hat{Z}_j in a similar way. It is then trivial to transform the previous system to exhibit elasticities:

$$(B2) \quad \begin{aligned} dZ_j &= \left[\frac{\partial C_j}{\partial P_j} \hat{P}_j \hat{C}_j^{-1} \hat{C}_j \hat{Z}_j^{-1} + \frac{\partial I_j}{\partial P_j} \hat{P}_j \hat{I}_j^{-1} \hat{I}_j \hat{Z}_j^{-1} + \sum_t \frac{\partial X_{jt}}{\partial P_j} \hat{P}_j \hat{X}_{jt}^{-1} \hat{X}_{jt} \hat{Z}_j^{-1} \right] \hat{P}_j^{-1} \hat{Z}_j \frac{\partial P_j}{\partial Z_j} dZ \\ &= \left[\epsilon(C_j, P_j) \hat{C}_j \hat{Z}_j^{-1} + \epsilon(I_j, P_j) \hat{I}_j \hat{Z}_j^{-1} + \sum_t \epsilon(X_{jt}, P_j) \hat{X}_{jt} \hat{Z}_j^{-1} \right] \epsilon(P_j, Z_j) dZ_j \end{aligned}$$

Noncooperative behavior implies that firm f solves this system with $dz_{ij}^f = 1$ and all other elements of dZ_j set to zero. This yields the value of the right-side term of (A9) for firm f . Conceptually, the computation of an equilibrium requires solving one such system for each firm $f \in i$ in all markets j . The cost of such a calculation would be prohibitive without the assumption of symmetry between domestic firms.

To work a tractable formula, we introduce the following notation for cross-elasticities:

$$\begin{aligned} \epsilon_{ij}^k &= \frac{\partial \log \left(c_{ij}^f + I_{ij}^f + \sum_t x_{ijt}^f \right)}{\partial \log p_{kj}^g} \\ \psi_{ij}^k &= \frac{\partial \log p_{ij}^f}{\partial \log z_{kj}^g} \end{aligned} \quad \left. \vphantom{\begin{aligned} \epsilon_{ij}^k \\ \psi_{ij}^k \end{aligned}} \right\} f \in i, g \in k$$

and identify the corresponding own-elasticities by a tilde (\sim):

$$\begin{aligned}\tilde{\epsilon}_{ij}^i &= \frac{\partial \log \left(c_{ij}^f + I_{ij}^f + \sum_r x_{ijr}^f \right)}{\partial \log p_{ij}^f} \\ \Psi_{ij}^k &= \frac{\partial \log p_{ij}^f}{\partial \log z_{ij}^f} \quad \} \text{ f.e.i.}\end{aligned}$$

Observe that Ψ_{ij}^i is the variable on the right side of the pricing equation (A9). There is a simple relationship between own- and cross-elasticities:

$$(B3) \quad \left\{ \begin{aligned}\tilde{\epsilon}_{ij}^i &= \epsilon_{ij}^i - \sigma_{ij}^* \\ \Psi_{ij}^i &= \psi_{ij}^i - \frac{1}{\sigma_{ij}^{**}}\end{aligned}\right.$$

where

$$\sigma_{ij}^* = \frac{\sigma^f [c_{ij} + I_{ij}] + \sigma^x \sum_t x_{ijt}}{c_{ij} + I_{ij} + \sum_t x_{ijt}}$$

$$\frac{1}{\sigma_{ij}^{**}} = \frac{\frac{1}{\sigma^f} [c_{ij} + I_{ij}] + \frac{1}{\sigma^x} \sum_t x_{ijt}}{c_{ij} + I_{ij} + \sum_t x_{ijt}}$$

This reduces by one the dimension of the system (B2). From this and the symmetry assumption, it can then be shown (by standard though tedious algebra) that the system (B2) takes the following form:

$$(B4) \quad 0 = \sum_{k \in W} (n_k - \delta_{ki}) \varepsilon_{hj}^k \psi_{kj}^i - \sigma_{hj}^* \psi_{hj}^i + \varepsilon_{hj}^i \left(\psi_{ij}^i - \frac{1}{\sigma_{ij}^{**}} \right), \quad h = 1, \dots, W,$$

$$\text{where } \delta_{ki} = \begin{cases} 1 & \text{if } k = i, \\ 0 & \text{if } k \neq i \end{cases}$$

An analytical expression for the cross-price elasticities ε_{hj}^k is easily derived from preferences (A1), technologies (A2), (A3), and assumptions (A8):

$$(B5) \quad \varepsilon_{hj}^k = [\sigma^f - 1] \left\{ \theta_{hj}^c \frac{p_{kj} c_{kj}}{\rho_j p_{cj} C_j} + \theta_{hj}^I \frac{p_{kj} I_{kj}}{\omega_j p_{ij} I_j} \right\} + [\sigma^x - 1] \sum_t \left[\theta_{hjt}^x \frac{p_{kj} x_{hjt}}{a_{jt} v_{jt} Q_{jt}} \right],$$

where θ s are shares:

$$\theta_{hj}^c = \frac{c_{hj}}{c_{hj} + I_{hj} + \sum_t x_{hjt}}, \quad \theta_{hj}^I = \frac{I_{hj}}{c_{hj} + I_{hj} + \sum_t x_{hjt}}, \quad \theta_{hjt}^x = \frac{x_{hjt}}{c_{hj} + I_{hj} + \sum_t x_{hjt}}.$$

Solving (B4) and (B5) for $h = 1, \dots, W$, and making use of (B3), one obtains the value of the right side of (A9). This calculation has to be performed $\forall i, j \in W$, in each noncompetitive sector.

b) The integrated market case

The only difference between the segmented and the integrated market cases is that in the latter, one has to deal with the EEC aggregate demand system rather than with demands from individual countries. System (B4) remains essentially unchanged (market j now represents the aggregate EEC market), but the price elasticities are now weighted averages of those of individual countries:

$$(B6) \quad \varepsilon_{hEEC}^k = \frac{\sum_{j \in EEC} \varepsilon_{hj}^k \left[c_{hj} + I_{hj} + \sum_t x_{hjt} \right]}{\sum_{j \in EEC} \left[c_{hj} + I_{hj} + \sum_t x_{hjt} \right]}$$

The definitions of the σ_{hj}^* and σ_{hj}^{**} in (B3) are accordingly amended:

$$\sigma_{hEEC}^* = \frac{\sigma^f \sum_{j \in EEC} [c_{hj} + I_{hj}] + \sigma^x \sum_{j \in EEC} \sum_t x_{hjt}}{\sum_{j \in EEC} \left[c_{hj} + I_{hj} + \sum_t x_{hjt} \right]}$$

and

$$\frac{1}{\sigma_{hEEC}^{**}} = \frac{\frac{1}{\sigma^f} \sum_{j \in EEC} [c_{hj} + I_{hj}] + \frac{1}{\sigma^x} \sum_{j \in EEC} \sum_t x_{hjt}}{\sum_{j \in EEC} \left[c_{hj} + I_{hj} + \sum_t x_{hjt} \right]}$$

**Appendix C: Effects of 'Europe 1992' with Fully Indexed Wages
at $t = 1$: Sectoral Details**

<i>Short-Term (% chngs, Cournot-Nash Competition)</i>									
	<i>Agricult.</i>	<i>Food. Beverage</i>	<i>Pharma.</i>	<i>Chemist.</i>	<i>Road Vehicles</i>	<i>Office Machin.</i>	<i>Other Mach. & Transp. Material</i>	<i>Other Manuf.</i>	<i>Services</i>
<i>Average selling price to EEC (% change)</i>									
<i>GB</i>	2.66	2.52	1.55	2.19	-4.03	0.30	1.78	2.28	2.74
<i>D</i>	0.20	-0.07	-1.00	-0.82	-3.68	-2.62	-1.11	-0.44	-0.25
<i>Fr</i>	0.96	0.84	0.28	0.53	-0.27	-0.26	-0.13	0.64	0.73
<i>It</i>	1.71	1.52	1.52	1.80	-1.09	-4.72	1.10	1.65	1.71
<i>RE</i>	0.94	0.85	0.85	1.19	0.87	-0.37	0.46	0.71	0.85
<i>ROW</i>	0.05	0.04	-0.02	-0.16	-0.17	-0.20	-0.07	0.02	0.01
<i>Profits (% value added)</i>									
<i>GB</i>	---	---	-2.81	-0.94	4.23	-3.07	0.05	---	---
<i>D</i>	---	---	0.87	0.92	-6.53	-2.21	0.49	---	---
<i>Fr</i>	---	---	0.05	0.23	3.94	-7.07	-0.22	---	---
<i>It</i>	---	---	-0.86	-0.22	4.12	-10.45	-0.41	---	---
<i>RE</i>	---	---	-0.95	-0.59	7.14	-0.20	-0.24	---	---
<i>ROW</i>	---	---	0.12	0.09	-0.30	0.06	0.05	---	---
<i>Output (% change)</i>									
<i>GB</i>	0.81	1.12	-3.11	-1.75	21.34	1.75	0.87	1.54	1.02
<i>D</i>	-0.19	0.15	3.91	3.30	-2.99	5.34	2.40	0.50	0.49
<i>Fr</i>	0.26	0.37	1.71	1.62	-3.80	-10.95	1.11	0.49	0.42
<i>It</i>	0.72	0.88	-0.98	-0.32	9.27	7.66	-0.03	0.77	0.65
<i>RE</i>	0.41	0.53	-1.74	-2.76	14.81	7.32	-0.51	0.76	0.36
<i>EEC</i>	0.42	0.57	0.26	0.48	4.25	3.13	1.23	0.78	0.58
<i>ROW</i>	-0.07	-0.06	0.32	0.26	-0.82	0.43	0.15	-0.03	-0.02
<i>Efficiency gains (%)</i>									
<i>GB</i>	---	---	-1.73	-0.76	13.48	0.62	0.31	---	---
<i>D</i>	---	---	1.91	1.44	-1.82	1.92	0.86	---	---
<i>Fr</i>	---	---	0.66	0.52	-2.89	-6.39	0.33	---	---
<i>It</i>	---	---	-0.33	-0.10	6.00	3.80	-0.01	---	---
<i>RE</i>	---	---	-0.54	-0.72	4.02	1.37	-0.16	---	---
<i>EEC</i>	---	---	0.07	0.15	2.38	1.09	0.41	---	---
<i>ROW</i>	---	---	0.12	0.09	-0.56	0.11	0.06	---	---

Appendix C. (Continued);
Effects of Europe 1992' with Fully Indexed Wages at $t = 1$: Sextoral Details

<i>Long-Term (% changes, Cournot-Nash competition)</i>									
	<i>Agricult.</i>	<i>Food. Beverage</i>	<i>Pharma.</i>	<i>Chemist.</i>	<i>Road Vehicles</i>	<i>Office Machin.</i>	<i>Other Mach. & Transp. Material</i>	<i>Other Manuf.</i>	<i>Services</i>
<i>Average selling price to EEC (% change)</i>									
<i>GB</i>	1.37	1.56	0.97	1.42	-5.19	-0.19	1.08	1.59	1.53
<i>D</i>	-0.53	-0.76	-2.68	-2.47	-2.03	-2.94	-1.63	-1.06	-1.24
<i>Fr</i>	0.01	0.06	-0.59	-0.39	-1.23	-0.02	-0.47	0.06	-0.03
<i>It</i>	0.78	0.77	0.55	0.82	-2.08	-3.77	0.55	0.91	0.95
<i>RE</i>	0.82	0.82	0.74	1.19	-0.85	-0.17	0.84	0.97	1.01
<i>ROW</i>	-0.02	-0.02	0.04	-0.08	-0.15	-0.14	-0.05	-0.03	-0.03
<i>Number of firms (% change)</i>									
<i>GB</i>	---	---	-5.72	-1.15	5.96	-7.08	1.25	---	---
<i>D</i>	---	---	8.04	6.10	-9.13	-4.74	2.67	---	---
<i>Fr</i>	---	---	1.53	2.12	5.96	-19.02	-1.05	---	---
<i>It</i>	---	---	-1.76	0.26	6.45	-17.63	-0.87	---	---
<i>RE</i>	---	---	-5.87	-5.09	34.84	0.04	-3.56	---	---
<i>ROW</i>	---	---	-0.06	-0.09	-0.39	1.19	-0.15	---	---
<i>Output (% change)</i>									
<i>GB</i>	1.83	1.81	-4.22	-1.05	24.56	2.12	2.38	2.21	1.96
<i>D</i>	0.46	0.80	12.40	9.07	-8.23	5.93	4.12	1.04	1.44
<i>Fr</i>	1.06	1.00	3.58	3.29	-1.16	-19.09	0.97	1.01	1.06
<i>It</i>	1.53	1.50	-0.24	0.62	11.96	1.24	0.48	1.42	1.21
<i>RE</i>	0.83	0.95	-5.02	-6.17	37.02	8.03	-4.13	0.70	0.27
<i>EEC</i>	1.17	1.17	2.26	2.31	4.94	1.74	2.02	1.24	1.27
<i>ROW</i>	0.06	0.02	-0.09	-0.10	-1.27	1.31	-0.11	-4.E-3	-0.02
<i>Efficiency gains (%)</i>									
<i>GB</i>	---	---	0.86	0.04	11.39	3.27	0.39	---	---
<i>D</i>	---	---	1.86	1.19	0.60	3.81	0.50	---	---
<i>Fr</i>	---	---	0.77	0.37	-5.23	-0.05	0.61	---	---
<i>It</i>	---	---	0.52	0.11	3.46	10.27	0.44	---	---
<i>RE</i>	---	---	0.28	-0.30	0.43	1.47	-0.18	---	---
<i>EEC</i>	---	---	0.90	0.34	1.79	4.00	0.43	---	---
<i>ROW</i>	---	---	-0.01	-6.E-3	-0.60	0.03	0.02	---	---

ESSAI 2

TERMES DE L'ÉCHANGE ENDOGÈNES ET CYCLES ÉCONOMIQUES RÉELS:
UNE APPLICATION À LA CÔTE - D'IVOIRE

Accepté pour publication dans le journal "*Revue économique*"
sous le titre

AKITOBY, B. " Termes de l'échange endogènes et cycles économiques réels: une
application à la Côte-d'Ivoire", *Revue économique*. (À paraître)

1.INTRODUCTION

Kydland et Prescott (1982), dans un article original, ont soutenu que les chocs technologiques suffisent à expliquer les fluctuations économiques dans une économie fermée. Depuis lors, plusieurs auteurs se servent du même cadre théorique pour expliquer les faits empiriques en économie ouverte, soit dans un modèle à deux pays [voir, par exemple, Backus, Kehoe et Kydland (1993)], soit dans une petite économie ouverte comme Cardia (1991), Macklem (1993) et Mendoza (1991, 1992). Les deux derniers auteurs ont particulièrement analysé le rôle d'un choc exogène des termes de l'échange comme source de cycles économiques. Bien qu'étant très utile, cette approche ne permet pas d'expliquer les fluctuations du prix relatif des biens exportables (variable déterminante en économie ouverte) et n'est pas non plus adéquate pour l'étude des cycles économiques dans les pays disposant d'une certaine influence sur le marché international. Jusqu'aux études récentes, les différents modèles de cycles réels n'ont pas réussi à reproduire la variabilité du prix relatif externe. Dans leur revue de littérature, Backus, Kehoe et Kydland (1993), en mettant en relief cette insuffisance, soulignent que les modèles théoriques sous-estiment la variance observée de cette variable par un facteur de plus de 6.

Notre principal objectif, au cours de la présente étude, est d'essayer d'expliquer les fluctuations des termes de l'échange et

d'évaluer empiriquement l'importance relative des chocs d'offre et de demande comme sources de fluctuations économiques dans une semi-petite économie ouverte. Notre modèle, vu comme une extension de celui de Mendoza (1992), présente, entre autres, une différence fondamentale : le caractère endogène des termes de l'échange dont la dynamique reflète l'influence des chocs internes de productivité et des chocs extérieurs affectant la demande d'exportation.

Les faits empiriques à expliquer seront ceux de la Côte-d'Ivoire, premier pays exportateur de cacao et figurant parmi les cinq plus gros exportateurs de café; ces deux produits primaires procurent plus de 50 % des recettes d'exportation à la Côte-d'Ivoire qui exporte essentiellement des produits primaires de base.

Le reste de l'étude est organisé comme suit : la deuxième section analyse la causalité entre la production exportée et le prix. La section 3 décrit le modèle. Dans la section suivante, nous présentons la méthode numérique de résolution. La section 5 présente les faits stylisés de la Côte-d'Ivoire. La sélection des paramètres du modèle est discutée dans la section 6. L'analyse des résultats de simulation est faite dans la section 7. Enfin, la dernière section fournit une brève conclusion.

2. TEST D'ENDOGENÉITÉ DU PRIX À L'EXPORTATION¹

L'hypothèse fondamentale de notre modèle est le caractère endogène des termes de l'échange. Il convient donc de montrer que le prix à l'exportation ne peut être considéré exogène pour les principaux produits exportés (cacao et café); ce qui signifie, en termes économétriques, que la production exportée « cause » le prix au sens de Granger. Pour tester ce lien de causalité, nous allons utiliser l'approche de Sims (1972) en estimant, par les moindres carrés ordinaires, l'équation suivante :

$$Q_t = \sum_{j=0}^1 b_j P_{t-j} + \sum_{j=1}^1 d_j P_{t+j} + u_t$$

où u_t est un élément stochastique i.i.d.² avec $E(u_t) = 0$ et $E(u_t^2) = \sigma^2$. Q_t désigne la production exportée et P_t le prix à l'exportation³. Rappelons que pour tester la causalité de Q_t vers P_t , la procédure de Sims (1972) consiste à régresser Q_t sur les valeurs retardées, présente et futures de P_t et ensuite à tester conjointement la nullité des coefficients liés aux valeurs futures de P_t . La structure de retards et d'avances qui élimine

¹ Dans le cadre du test, les données utilisées sont annuelles et couvrent la période 1960-1990. Les séries sur les prix proviennent de Banque mondiale (1992), « Price Prospects for Major Commodities », et les séries sur les quantités sont tirées des Annuaire du Commerce de la FAO.

² Identiquement et indépendamment distribué.

³ Nous avons rendu ces deux séries stationnaires en prenant la différence première de leur logarithme.

l'autocorrélation des résidus est de deux pour le cacao et de quatre pour le café. Cette structure de retards et d'avances est déterminée en les augmentant graduellement et en testant à chaque fois l'absence d'autocorrélation par le test de Durbin-Watson.

Une fois estimée l'équation ci-dessus, il ne reste qu'à tester l'hypothèse $d_j = 0 \forall j$; si cette hypothèse nulle est rejetée, on en conclut que Q cause P ($Q \rightarrow P$). Le test est basé sur la distribution de Fisher $F(1, T - 2l - 1)$ où T représente le nombre d'observations utiles compte tenu des variables retardées.

Les résultats des régressions ainsi que le test de Fisher sont reportés dans les tableaux 1 et 2. Les seuils de signification sont de 0.005 (pour le cacao) et de 0.055 (pour le café). Il s'ensuit que les prix du cacao et du café ne peuvent être considérés exogènes dans le cas de la Côte-d'Ivoire. Sur cette base, nous essayerons de construire un modèle qui puisse reproduire la dynamique des termes de l'échange.

3. LE MODÈLE

On considère une semi-petite économie ouverte, au sens de Buiter (1990), qui ne peut influencer le taux d'intérêt mondial sur le marché des capitaux et prend donc ce taux comme donné; en revanche, sur le marché des biens exportables, le pays dispose d'une grande part de marché et peut, dans une certaine mesure, influencer ses termes de l'échange par le biais du prix à l'exportation.

On suppose que le pays est spécialisé dans la production d'un bien d'exportation et en produit également un autre, non échangeable, à des fins de consommation interne. Les données sur la part des différents biens dans la consommation révèlent que le cacao et le café ne sont pas consommés localement [voir Michel et Noël (1984)]. Collange (1993), dans son étude sur la Côte-d'Ivoire, distingue également un secteur d'exportation (cacao et café) qui ne fournit rien au marché national. Le pays importe un troisième bien qui sert tant à la consommation qu'à l'investissement. Des statistiques de la BCEAO⁴, il ressort que les biens d'investissement importés représentent en moyenne 65 % du total des importations et 17 % du PIB. Or, la part de l'investissement total dans le PIB est en moyenne de 19 %. Donc, nous supposons, sans perte de généralité, que l'investissement total est constitué exclusivement du bien d'importation. Nous postulons la mobilité parfaite du facteur travail entre les deux secteurs de l'économie. L'offre de travail est déterminée de façon exogène.

3.1 Les préférences

Dans le pays, il existe un nombre fini de consommateurs identiques vivant éternellement. Le consommateur représentatif tire son utilité de la consommation des biens non échangeable et importé, offre le travail et détient des actifs financiers.

⁴ La BCEAO est la Banque Centrale des États de l'Afrique de l'Ouest.

Sous sa contrainte budgétaire, le consommateur choisit un plan de consommation intertemporel qui maximise la somme actualisée des utilités attendues de chaque période.

$$V_t = u_t(c_t^f, c_t^n) + \beta_t(c_t^f, c_t^n) \cdot E_t V_{t+1} \quad (1)$$

où E_t représente l'espérance conditionnelle à l'ensemble d'informations en t et V_t , la somme escomptée des utilités instantanées.

$$u_t(c_t^f, c_t^n) = \lambda \ln(c_t^f) + (1 - \lambda) \ln(c_t^n) \quad (2)$$

$$\beta_t(c_t^f, c_t^n) = \exp(-h(c_t^f, c_t^n)) \quad (3)$$

$$h(c_t^f, c_t^n) = \beta \ln[1 + (c_t^f)^\lambda (c_t^n)^{(1-\lambda)}] \quad (4)$$

$$\beta > 0; \quad \lambda > 0; \quad (5)$$

c_t^f : consommation du bien importé;

c_t^n : consommation du bien non échangeable;

λ : la part du bien importé dans le panier composite de consommation.

$\beta(c_t^f, c_t^n)$ représente le taux subjectif d'escompte entre les périodes t et $t + 1$. La forme fonctionnelle retenue pour $\beta(c_t^f, c_t^n)$ a été inspirée par Mendoza (1992) et garantit l'existence d'un équilibre stationnaire unique.

Il importe de mentionner le rôle joué par le taux d'escompte endogène. Dans le cas d'une petite économie ouverte pour laquelle le taux d'intérêt est constant et exogène, l'existence d'un état stationnaire déterministe requiert que le taux subjectif d'escompte (s'il est constant) soit, en tout temps, égal au taux d'intérêt; ce qui introduit une racine unitaire dans le modèle⁵ : le processus de la consommation est alors caractérisé par l'équation dynamique $C_{t+1} = C_t + \eta_{t+1}$ où η_{t+1} est un terme d'erreur de moyenne nulle et i.i.d. Dans la littérature, il existe deux méthodes permettant de contourner cette difficulté.

La première consiste à considérer que les consommateurs ont une durée de vie finie et font face à une probabilité constante de mourir. Blanchard (1985), Frenkel et Razin (1986) et Cardia (1991) ont adopté cette approche dans leurs études.

La deuxième découle de l'idée de Uzawa (1968) d'endogénéiser le taux d'escompte psychologique; c'est cette méthode que nous utilisons dans la présente étude, à l'instar de plusieurs auteurs, souvent cités, comme Lucas et Stokey (1984), Obstfeld (1981), Epstein (1987) et Mendoza (1991, 1992). Comme le fait remarquer Mendoza (1991), et nous l'avons constaté en comparant son étude à celle de Cardia (1991), les deux méthodes donnent des prédictions similaires.

⁵ Nous remercions les deux rapporteurs anonymes pour nous avoir amenés à préciser ce détail technique important.

En choisissant le bien importé comme numéraire, la contrainte budgétaire du consommateur s'écrit comme suit :

$$A_{t+1} = (1 + r)(A_t + W_t \bar{L} + \pi_t - p_t^n c_t^n - c_t^f) \quad (6)$$

où

r : le taux d'intérêt réel mondial;

W_t : le taux de salaire qui prévaut dans l'économie;

\bar{L} : l'offre de travail exogène;

π_t : les profits réalisés dans le secteur du bien d'exportation;

p_t^n : le prix relatif du bien non échangeable;

A_t : la richesse financière réelle des agents.

$$A_t = b_t + f_t + q_t K_{t-1} \quad (7)$$

Les ménages détiennent leur richesse financière sous trois formes : les obligations émises par le gouvernement (b_t), les actifs détenus sur le reste du monde et transigés sur le marché financier international parfaitement intégré et enfin les droits sur les firmes du secteur du bien non échangeable. Étant donné que la fonction de production dans ce secteur est homogène dans les deux inputs et que le coût d'ajustement du capital est linéairement homogène dans l'investissement et le stock de capital, il s'ensuit que la valeur de la firme est égale au produit du

Q de Tobin et du stock de capital [voir Hayashi (1982) pour la démonstration de ce résultat].

À l'équilibre, la solution au problème du consommateur est caractérisée par les séquences $\{A_{t+1}^0\}_0^\infty$, $\{c_t^0\}_0^\infty$, $\{c_t^1\}_0^\infty$ qui maximisent la fonction objectif (1) sous la contrainte de ressources (6). En excluant des « jeux de Ponzi », les conditions d'optimalité s'expriment comme suit :

$$(1 + r) \beta_t E_t \{u_{1,t+1} + \beta_{1,t+1} E_{t+1} V_{t+2}\} = u_{1,t} + \beta_{1,t} E_t V_{t+1} \quad (8)$$

$$\frac{u_{2,t}}{u_{1,t}} = p_t^n \quad (9)$$

où $u_{i,t}$ et $\beta_{i,t}$ représentent les dérivées de u_t et β_t par rapport au i^e argument.

La condition (8) est connue sous le nom d'équation d'Euler. Elle tient compte de l'effet du changement dans la consommation sur le taux d'escompte intertemporel. L'expression (9) nous donne la condition d'optimalité statique : le taux marginal de substitution entre le bien non échangeable et le bien importé est égal au rapport de prix.

3.2 Technologie

L'économie produit un bien non échangeable et un bien d'exportation.

3.2.1 Secteur du bien non échangeable

La firme représentative opère avec une technologie Cobb-Douglas à rendements d'échelle constants :

$$Y_t^n = K_t^\phi L_t^{n1-\phi} \quad (10)$$

où K_t et L_t^n représentent respectivement le stock de capital et l'input travail. La fonction de production par tête $y_t^n = f(k_t)$ est strictement croissante et concave ($f'(k_t) > 0$, $f''(k_t) < 0$) et satisfait les conditions suivantes (conditions d'Inada) :

$$f(0) = 0 ; \lim_{k_t \rightarrow 0} f'(k_t) = \infty ; \lim_{k_t \rightarrow \infty} f'(k_t) = 0. \quad (11)$$

En tenant compte du taux de dépréciation (δ), le stock de capital évolue selon l'équation dynamique :

$$K_t - K_{t-1} = I_t - \delta K_t \quad (12)$$

où I_t est l'investissement brut. Au cours du processus d'investissement, les firmes font face à un coût d'ajustement convexe :

$$C_t(K_t, K_{t-1}) = \frac{\psi}{2} \frac{(K_t - K_{t-1})^2}{K_t} \quad (13)$$

où ψ est le paramètre du coût d'ajustement.

L'équation (12) implique que l'investissement devient immédiatement productif durant la période de sa réalisation. Une telle dynamique en présence de coûts d'ajustement se retrouve également dans Blanchard et Fischer (1989, p. 299), Sargent (1987, p. 399), Craine (1975) et Cardia (1991). Sargent (1987) considère les coûts d'ajustement comme des coûts internes liés au fait que la firme ajuste rapidement son stock de capital. Par ailleurs, les coûts d'ajustement permettent d'endogénéiser le taux d'investissement [voir Craine (1975) et Hayashi (1982)]. En l'absence de ces coûts, les firmes ajusteraient instantanément le stock de capital à son niveau de long terme, le taux d'intérêt étant exogène. Dans un tel cas, le modèle ne pourrait pas reproduire les fluctuations de l'investissement observées dans les données⁶.

⁶ Le paramètre du coût d'ajustement sera calibré de telle sorte que le modèle reproduise, dans la simulation de base, les fluctuations de l'investissement observées dans la réalité.

Le problème de la firme représentative consiste à choisir des séquences d'input travail $\{L_t^n\}_0^\infty$ et d'investissement $\{I_t^n\}_1^\infty$ afin de maximiser la valeur de la firme VF_t ⁷, représentant la somme actualisée des profits présent et futurs, sous les contraintes (10), (12) et (13) :

$$\begin{aligned} & \text{Max}_{L_t^n, I_t^n} VF_t \\ & \text{s.c (10), (12), (13)} \end{aligned} \quad (14)$$

$$VF_t = E \sum_{i=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^i \left\{ p_{t+i}^n Y_{t+i}^n - W_{t+i} L_{t+i}^n - C_{t+i}(K_{t+i}, K_{t+i-1}) - I_{t+i} \right\} \quad (15)$$

On suppose que le marché du bien non échangeable est compétitif et donc les firmes de ce secteur prennent le prix comme donné. En dérivant VF_t par rapport à K_{t+i} et L_{t+i}^n , on obtient les conditions optimales du programme de la firme.

$$\begin{aligned} \partial K_{t+i} : & p_{t+i}^n Y_{K,t+i}^n + \psi(K_{t+i} - K_{t+i-1})/K_{t+i} + \psi/2[(K_{t+i} - K_{t+i-1})/K_{t+i}]^2 \\ & - (1 + \delta) + \frac{1}{(1+r)} [\psi(K_{t+i+1} - K_{t+i})/K_{t+i+1} + 1] = 0 \end{aligned} \quad (16)$$

⁷ Pour les détails sur la formulation de la valeur de la firme, voir Blanchard et Fisher (1989, 294-295).

$$\partial L_{t+i}^n : p_{t+i}^n Y_{L,t+i}^n = W_{t+i} \quad (17)$$

La condition de transversalité est donnée par :

$$\begin{aligned} \lim_{T \rightarrow \infty} (1/1+r)^T (p_T^n Y_{K,T} - \psi[(K_T - K_{T-1})/K_T]) \\ + \frac{\psi}{2} [(k_T - K_{T-1})/K_T]^2 - (1 + \delta)) = 0 \end{aligned} \quad (18)$$

Elle traduit le fait que la valeur actualisée de la contribution marginale du stock de capital au profit est nulle lorsque l'horizon temporel tend vers l'infini. Si cette condition est réalisée, on peut considérer comme optimal le programme d'investissement résultant de l'expression (16). La condition (17) équivaut à l'égalité de la productivité marginale du travail et du salaire réel.

Le comportement optimal de l'investissement en fonction du Q de Tobin résulte de la factorisation de la condition (16) :

$$K_t - K_{t-1} = \frac{1}{\psi}(q_t - 1)K_t \quad (19)$$

où

$$q_t \equiv \sum_{i=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^i \left(p_{t+i}^n Y_{K,t+i}^n + \frac{\psi}{2} (K_{t+i} - K_{t+i-1})^2 / K_{t+i}^2 - \delta \right) \quad (20)$$

q_t le prix d'une unité de capital installé est égal à la somme actualisée des productivités marginales (augmentées de la réduction du coût

d'ajustement due à l'accroissement du capital) présente et futures du capital. La dynamique de q_t découlant de l'expression (20) est donnée par :

$$E_t q_{t+1} = (1 + r)(q_t - p_t^n Y_{K_t}^n - \frac{\Psi}{2}(K_t - K_{t-1})^2 / K_t^2 + \delta) \quad (21)$$

3.2.2 Secteur du bien exportable

Selon l'étude de Michel et Noël (1984, p. 88) sur la Côte-d'Ivoire, la part du capital dans la valeur ajoutée du secteur d'exportation (cacao et café) est négligeable et se situe à 0.03⁸. Sans perte de généralité, nous supposons que seul le travail sert d'input dans le secteur d'exportation.

$$Q_t^e = \exp(a_t) \gamma_0 L_t^e \quad (22)$$

Q_t^e : production du secteur d'exportation;

γ_0 : productivité marginale du travail.

Le choc technologique (a_t) qui affecte la productivité marginale du travail suit un processus stationnaire de Markov de premier ordre :

⁸ Ceci n'est pas surprenant quand on se souvient que, du fait de la division internationale du travail, les PVD se sont spécialisés dans les produits primaires à très haute intensité de main-d'oeuvre.

$$a_t = \rho_1 a_{t-1} + \varepsilon_t; |\rho_1| < 0. \quad (23)$$

Suivant l'hypothèse standard dans la modélisation du marché international du cacao et du café, nous considérons que chacune de ces matières premières est un bien homogène produit par l'entreprise exportatrice et un certain nombre de concurrents à l'étranger⁹.

La fonction de demande est à élasticité constante :

$$p_t^e = (Q_t^e + Q_t^{rw})^{-\frac{1}{\varepsilon_1}} R_t^{\frac{\varepsilon_2}{\varepsilon_1}} \quad (24)$$

$-\varepsilon_1$: l'élasticité-prix de la demande d'exportation;

ε_2 : l'élasticité-revenu de la demande d'exportation;

Q^{rw} : les exportations du reste du monde sur le marché international.

Elles seront supposées constantes durant nos simulations;

⁹ Cette hypothèse d'homogénéité se retrouve notamment dans Banque mondiale (1982a, b), Weymar (1968) et Acquah (1972). La production du reste du monde étant maintenue constante durant les simulations, les résultats obtenus ne dépendent pas de l'hypothèse d'homogénéité.

R_t : la moyenne pondérée des revenus des principaux pays importateurs. On suppose que R_t suit un processus AR(1), $R_t = \rho_2 R_{t-1} + \varepsilon_t$; $|\rho_2| < 1$.

Les fluctuations des termes de l'échange (p_t^e) peuvent se désagréger en deux parties :

- une composante endogène reflétant l'effet de la production du bien exportable sur le prix;
- une autre, exogène, due aux fluctuations du revenu dans les pays importateurs de ce bien.

Le gouvernement impose une taxe proportionnelle (τ) sur l'output du secteur d'exportation. En tenant compte du taux de la taxe, de la contrainte de production et de la fonction de demande, la firme exportatrice détermine la quantité d'input travail et la quantité de production qui maximisent son profit. Il est important de mentionner que, si le pays dans son ensemble a une certaine influence sur le prix, les producteurs¹⁰, quant à eux, prennent le prix comme donné; dès lors, le comportement du producteur représentatif doit refléter cette réalité.

En résolvant le programme d'optimisation du producteur, on obtient la condition du premier ordre :

¹⁰ La production du pays résulte de l'activité d'une infinité de petits producteurs identiques dans leur comportement d'optimisation.

$$(1 - \tau_t)p_t^e = \frac{W_t}{\gamma_0 \exp(a_t)} \quad (25)$$

3.3 Le gouvernement

En Côte-d'Ivoire, l'État prélève d'importantes taxes d'exportation sur le cacao et le café. Par exemple, en 1989, pour un prix au producteur de 400 FCFA par kilogramme de cacao, la taxe d'exportation était de 100 FCFA¹¹. Par ailleurs, le gouvernement, par le biais de la Caisse de Stabilisation, sert d'intermédiaire entre les producteurs et le marché international. Notre travail doit faire ressortir le rôle de l'État dans le secteur d'exportation, dans la mesure où son intervention influence la dynamique des termes de l'échange.

Puisque le pays dispose d'un certain pouvoir de marché, l'imposition d'une taxe, en réduisant l'offre d'exportation, affecte le prix. Certains auteurs pensent que la taxe d'exportation diminue la volatilité du prix des exportations [voir Shome (1995)]. Notre objectif étant l'étude des variations des termes de l'échange, il apparaît opportun d'introduire un secteur gouvernemental conformément à la réalité ivoirienne.

¹¹ Source : Chalmin et Gombeaud (1989, p. 68). Notons qu'en 1989, 1 FF = 50 FCFA. Depuis la dévaluation du FCFA en janvier 1994, la parité est de 1 FF = 100 FCFA.

On considère un gouvernement dont les dépenses courantes en bien non échangeable n'affectent ni l'utilité marginale des ménages ni les fonctions de production. L'État finance ses dépenses par l'endettement et les revenus de la taxe sur le secteur du bien d'exportation. La contrainte budgétaire du gouvernement en termes réels peut s'écrire comme suit :

$$b_{t+1} = (1 + r)(b_t + G_t - T_t) \quad (26)$$

où

$$G_t = p_t^n G_t^n \quad (27)$$

$$T_t = \tau_t p_t^e Q_t^e \quad (28)$$

b_t : la dette de L'État à l'instant t ;

G_t^n : les dépenses gouvernementales en bien non échangeable;

T_t : le montant de la taxe sur les exportations.

En excluant des « jeux de Ponzi », la contrainte de budget intertemporelle du gouvernement est :

$$b_t = \sum_{i=0}^{\infty} (1 + r)^{-i} (T_{t+i} - G_{t+i}) \quad (29)$$

Pour garantir que L'État respecte sa condition de solvabilité, nous spécifions une règle pour le comportement des dépenses publiques :

$$G_t = -\alpha_g \frac{b_t}{1+r}, \alpha_g > r. \quad (30)$$

Ce genre de spécification a été aussi utilisé par Blanchard (1985), Buiter (1990), Cardia (1991) et Kollmann (1992).

3.4 Équilibre de marché

La fermeture du modèle requiert que tous les marchés soient en équilibre. Ainsi, les conditions d'équilibre sur les marchés du bien non échangeable, du travail et des actifs étrangers s'énoncent comme suit :

$$Y_t^n = c_t^n + G_t^n \quad (31)$$

$$L_t^n + L_t^e = \bar{L} \quad (32)$$

$$f_{t+1} = (1+r)(f_t + p_t^e Q_t^e - c_t^f - G_t^f - \frac{\Psi}{2}(K_t - K_{t-1})^2 / K_t - I_t) \quad (33)$$

3.5 Équilibre macro-économique

L'équilibre macro-économique découle de l'ensemble des équations (1), (8), (9), (17), (19), (21), (22), (24), (25), (26), (30), (31), (32) et (33). Étant donné les processus stochastiques exogènes $\{a_t, R_t\}$, l'équilibre est caractérisé par les processus stochastiques des 12 variables endogènes $\{K_t, f_t, b_t, q_t, V_t, c_t^f, c_t^n, p_t^e, p_t^n, W_t, Q_t^e, L_t^n\}$ qui satisfont les équations définissant l'équilibre.

4. LA MÉTHODE NUMÉRIQUE DE RÉOLUTION DU MODÈLE

Le modèle ne peut être résolu analytiquement. Pour obtenir une solution approximative, nous linéarisons, autour de l'état stationnaire déterministe, l'ensemble des équations qui définissent l'équilibre général. Cette approche, utilisée par King, Plosser et Rebelo (1988), fut suivie par plusieurs auteurs dont Kollmann (1990) et Stockman et Tesar (1990). Le système linéarisé se réduit à la forme matricielle suivante¹² :

$$E_t X_{t+1} = G_1 X_t + G_2 E_t Y_{t+1} + G_3 Y_t + G_4 E_t Z_{t+1} \quad (34)$$

¹² Les éléments des différentes matrices G_i et M_i sont des fonctions compliquées des paramètres du modèle. Ils peuvent être obtenus sur demande.

$$Y_t = M_1 X_t + M_2 Z_t \quad (35)$$

où

$$X_t' = (\hat{K}_t, \hat{f}_t, \hat{b}_t, \hat{q}_t, \hat{V}_t, \hat{c}_t^f) \quad (36)$$

$$Y_t' = (\hat{c}_t^n, \hat{p}_t^o, \hat{p}_t^n, \hat{W}_t, \hat{q}_t^o, \hat{L}_t^n) \quad (37)$$

$$Z_t' = (a_t, R_t) \quad (38)$$

Les six variables contenues dans X_t définissent les six équations dynamiques du système. Après substitution, les équations (34) et (35) se réécrivent sous la forme espace-état suivante :

$$E_t X_{t+1} = W \cdot X_t + L_1 \cdot Z_t + L_2 \cdot E_t Z_{t+1} \quad (39)$$

En supposant que Z_t suit un vecteur autorégressif d'ordre un, $Z_t = \Omega \cdot Z_{t-1} + \varepsilon_t$, l'équation (39) devient

$$E_t X_{t+1} = W \cdot X_t + L \cdot Z_t \quad (40)$$

avec $L = L_1 + \Omega \cdot L_2$. Les trois premiers éléments du vecteur X_{t+1} sont des variables prédéterminées, puisqu'ils dépendent uniquement des variables connues en t ; quant aux trois derniers, ils sont non

prédéterminés dans la mesure où ils peuvent être fonction de variables non connues en t .

La solution numérique du modèle découle de l'application de la méthode suggérée par Blanchard et Kahn (1980) pour la résolution des équations dynamiques à anticipations rationnelles. Selon la proposition (1) de Blanchard et Kahn (1980), il existe une solution unique, correspondant à un point de selle, si le nombre de valeurs propres de W à l'extérieur du cercle unitaire est égal au nombre de variables non prédéterminées contenues dans X_t . Ceci est vérifié dans notre modèle.

5. LES FAITS STYLISÉS

Les faits stylisés de l'économie ivoirienne sont élaborés à partir des séries annuelles, de 1960 à 1990, provenant des annuaires « Statistiques Financières Internationales » du FMI et des « World Tables » de la Banque mondiale. Nous avons transformé ces séries en termes réels en les mesurant au prix constant d'importation, puisque le bien d'importation constitue le numéraire dans le modèle théorique; ce choix fut aussi adopté par Svensson et Razin (1983), Greenwood (1984) et Mendoza (1992). Les statistiques reportées au tableau 3 découlent des séries réelles dont les logarithmes ont été filtrés par la méthode de Hodrick-Prescott.

Les faits stylisés concernant le PIB, la consommation, l'investissement et l'épargne présentent une similarité qualitative (et parfois quantitative) avec ceux reportés par Backus, Kehoe et Kydland (1993) et Stockman et Tesar (1990) dans leurs études sur les pays du G-7. On note, entre autres, que : la consommation est presque aussi volatile que l'output; l'investissement et l'épargne sont plus volatils que l'output et positivement corrélés. Tous les agrégats sont procycliques et positivement autocorrélés.

Par ailleurs, la composante cyclique des termes de l'échange présente une persistance moyenne caractérisée par un coefficient d'autocorrélation de 0.36; ceci se situe bien en deçà de la moyenne de 0.62 observée pour l'ensemble des pays (développés et en développement) étudiés par Mendoza (1992). Quant à la balance commerciale, elle est environ 3.4 fois plus volatile que les termes de l'échange. Ce fait contraste fortement avec les évidences empiriques établies par Mendoza (1992) qui trouve un ratio moyen de 1.3.

Enfin, la corrélation entre la production exportée et les termes de l'échange est de -0.32.

6. LA CALIBRATION DU MODÈLE

L'étalonnage du modèle a été faite de telle sorte que la structure de notre économie théorique corresponde autant que possible à celle du pays, objet de notre étude. Certains paramètres proviennent des données, d'autres sont tirés des études faites sur la Côte-d'Ivoire ou, à défaut, sur des pays à structure économique similaire.

En ce qui concerne le taux de dépréciation du capital (δ), il n'existe aucune estimation; nous avons retenu la valeur 0.10, courante dans la littérature sur les PVD comme la Côte-d'Ivoire [voir Senhadji (1994)]. Étant donné ce taux de dépréciation, la part du capital (ϕ) dans la valeur ajoutée du secteur non échangeable a été fixée à un niveau qui permet de reproduire au mieux le ratio investissement sur PIB observé dans les données de la Côte-d'Ivoire. Pour $\phi = 0.4$, ce ratio est de 0.17, ce qui est très proche de la moyenne réelle 0.19. Comme il est d'usage dans les modèles RBC¹³, le paramètre du coût d'ajustement ($\psi = 0.575$) est calibré pour reproduire (dans la simulation de base) l'écart-type observé de l'investissement.

Selon une étude de Tuinder (1978) sur la Côte-d'Ivoire, le taux moyen de taxe sur le café et le cacao est d'environ 0.20. Le paramètre α_g de l'équation (30) a été calibré dans le but de reproduire au mieux,

¹³ RBC signifie Real Business Cycles.

à l'état stationnaire, le ratio consommation gouvernementale sur PIB tiré des données réelles, soit 0.12. Pour $\alpha_g = 0.10$, ce rapport est de 0.13 dans le modèle.

Les détails sur la calibration de la productivité marginale du travail (γ_0) dans le secteur d'exportation sont fournis à l'annexe 1. Précisons ici que la valeur de γ_0 , 1.52, découle des conditions imposées à l'état stationnaire par les équations (17), (20), (21) et (25). En accord avec la majorité des modèles RBC, y compris ceux portant sur les PVD, nous retenons une valeur de 0.04 pour le taux d'intérêt réel sur le marché international des capitaux.

La part de la consommation dans le PIB (0.62) et celle des biens importés dans la consommation finale ($\lambda = 0.25$) proviennent des données et correspondent à une moyenne sur la période d'étude. À l'état stationnaire, l'équation dynamique (8) découlant du programme du consommateur impose que le taux d'escompte endogène ($\beta(c^f, c^n)$) soit égal à $1 / (1 + r)$; le paramètre λ étant déjà connu, une fois calculées les consommations c^f et c^n à l'état stationnaire, l'équation (8) nous donne la valeur du paramètre β du taux d'escompte subjectif ($\beta = \ln(1 + r) / \ln[1 + (c^f)^\lambda (c^n)^{1-\lambda}]$).¹⁴ On trouve $\beta = 0.08$.

¹⁴ La fonction $\ln(\cdot)$ désigne le logarithme népérien.

Les valeurs des élasticités-prix ($-\epsilon_1$) et revenu (ϵ_2) retenues dans la simulation de base sont respectivement de -0.20 et 1.99. Elles sont tirées d'études de la Banque mondiale (1982) sur le cacao et le café. La plupart des estimations de l'élasticité-prix se situent aux alentours de -0.20; Néanmoins, nous avons fait une analyse de sensibilité avec une valeur de -0.30. Une autre analyse de sensibilité est réalisée en réduisant l'élasticité-revenu de 1.99 à 1; Ce dernier chiffre est bien compris dans l'intervalle des estimations de la Banque mondiale (1982).

Le tableau suivant compare les ratios de structure du modèle théorique avec ceux de l'économie ivoirienne :

	MODÈLE	DONNÉES
Exportation/PIB	0.40	0.37
Importation/PIB	0.21	0.24
Investissement/PIB	0.17	0.19
Consommation gouvernementale/PIB	0.13	0.12
Consommation/PIB	0.62	0.62
Consommation importée/consommation	0.25	0.25

Il reste à fournir une estimation des paramètres des processus stochastiques (AR(1)) suivis par les chocs de productivité (\hat{a}_t) et de demande étrangère (\hat{r}_t). Le coefficient d'autocorrélation de \hat{a}_t été estimé par celui de la composante cyclique du logarithme du PIB réel de la

Côte-d'Ivoire; sa variance correspond à celle des résidus de la régression AR(1) effectuée sur la même variable. On trouve $\rho_1 = 0.70$; $\sigma_a^2 = (0.0645)^2$. Étant donné l'absence de données sur le stock de capital en Côte-d'Ivoire¹⁵, on ne peut utiliser la méthode des résidus de Solow pour estimer les paramètres du choc de productivité. Rappelons que le revenu R_t est une moyenne pondérée des PIB des principaux pays importateurs que sont la France, les Pays-Bas, les États-Unis, l'Italie, l'Allemagne et le Royaume-Uni. Nous avons retenu comme coefficient de pondération la part de chaque pays dans les exportations de la Côte-d'Ivoire. En appliquant à R_t la même procédure que précédemment [estimation d'un processus AR(1)], on obtient $\rho_2 = 0.54$; $\sigma_{R_t}^2 = (0.0127)^2$.

7. LES RÉSULTATS DE SIMULATION

7.1 Fonctions de réponse aux impulsions

Les fonctions de réponse aux impulsions mettent en relief la dynamique du modèle. Les figures (1.a) à (1.h) décrivent les fonctions de réponse des différents agrégats à l'accroissement temporaire de 1 % du choc de productivité (a). Ces fonctions de réponse sont présentées en déviation par rapport à l'état stationnaire du modèle. Nous insistons ici sur le fait que les effets reportés sur les graphiques ne peuvent

¹⁵ Le même problème se pose dans la plupart des PVD.

qu'être transitoires; le choc n'étant pas permanent, il sera amorti avec le temps et toutes les variables convergeront vers l'état stationnaire initial. Quelles sont les réactions immédiates des variables endogènes à un choc technologique dans le secteur du bien d'exportation? Un choc positif a_t entraîne une détérioration des termes de l'échange (figure 1a), à cause de la corrélation négative entre la production exportable et le prix. La chute du prix l'emporte sur la hausse du volume des exportations et il s'ensuit une baisse de la valeur des exportations (figure 1f). En définitive, la hausse de la production exportable aboutit à un choc négatif sur le revenu réel (figure 1b). Comment les consommateurs réagissent-ils à cette baisse de revenu réel? Leur réaction est conforme à l'hypothèse de revenu permanent [voir Blanchard et Fisher (1989)] qui sous-tend tout modèle d'optimisation intertemporelle comme le nôtre : puisque la chute du revenu réel est transitoire, la consommation baisse aussi (figure 1c), mais dans une moindre mesure (effet de lissage de la consommation), d'où une chute de l'épargne (figure 1e).

À la faveur du choc positif dans le secteur du bien exportable, on observe un accroissement temporaire de la productivité du travail entraînant une nouvelle allocation du facteur travail au profit de ce secteur. La contraction de l'emploi dans le secteur non échangeable provoque une baisse de la productivité marginale du capital dans ce

secteur¹⁶, d'où l'effet dépressif du choc a_t sur l'investissement (figure 1d). La baisse de l'investissement (composé exclusivement de biens importés) se cumule avec celle de la consommation pour expliquer le recul des importations (figure 1g).

La dégradation de la balance commerciale (figure 1h) montre bien que la réaction négative des exportations au choc d'offre est plus forte que celle des importations. À l'instant d'impact du choc, la balance commerciale atteint son plancher. Au fur et à mesure que le choc se résorbe, la dégradation du solde commercial s'atténue progressivement jusqu'au niveau de l'état stationnaire initial. Cette dynamique de la balance commerciale rappelle la courbe en J¹⁷. Le comportement de la balance commerciale découle en grande partie de l'effet-lissage de la consommation. Rappelons que le solde commercial est égal au PIB moins l'absorption. Étant donné que la consommation baisse moins que le revenu réel (PIB) suite au choc, il se dégage un déficit commercial en dépit de la chute des investissements.

¹⁶ La technologie de production du bien non échangeable est une fonction Cobb-Douglas; $f_{k,1} > 0$, ce qui signifie qu'une chute de l'emploi entraînera une baisse de la productivité marginale du capital.

¹⁷ En général, la courbe en J décrit l'évolution de la balance commerciale après une dévaluation monétaire et tient au fait que l'effet-prix est instantané alors que les gains de compétitivité prennent du temps à se manifester.

7.2 Les prédictions quantitatives du modèle

Afin de confronter les prédictions quantitatives du modèle théorique avec les faits stylisés, le modèle a été simulé 100 fois sur 30 périodes. Nous avons choisi 30 périodes, car les données réelles couvrent 30 années.

Les résultats de simulation (propriétés cycliques du modèle) sont reportés dans les tableaux 4 à 8. Pour calculer les différentes statistiques, le logarithme de chaque série brute simulée a été passé au filtre de Hodrick-Prescott afin d'enlever la tendance. Le modèle étant linéarisé autour de l'état stationnaire initial ($\hat{x}_t = x_t - x_0$), il suffit d'ajouter à \hat{x}_t la valeur à l'état stationnaire (x_0) pour obtenir la série brute (x_t).

Avant de comparer les prédictions théoriques du modèle aux faits stylisés, il importe de rappeler notre principal objectif qui se résume en deux questions :

- les chocs d'offre et de demande sur le marché d'exportation suffisent-ils à expliquer les variations des termes de l'échange?

- quelle est leur importance relative dans la dynamique des termes de l'échange?

C'est à la lumière de ces deux interrogations que nous devons apprécier la performance du modèle.

Dans la simulation de base, tableau 4, le modèle soumis aux deux chocs reproduit très bien la variabilité des termes de l'échange (0.13 vs 0.12 dans les données). La performance du modèle quant à la corrélation production exportée/termes de l'échange est satisfaisante; la valeur simulée se trouve légèrement inférieure à celle observée (-0.29 vs -0.32). La persistance des termes de l'échange simulée n'est pas loin de la réalité (0.31 dans le modèle vs 0.36).

Les analyses de sensibilité (tableaux 7 et 8) indiquent que la volatilité et la persistance des termes de l'échange sont peu sensibles aux valeurs plausibles des élasticités-prix et revenu de la demande d'exportation. La corrélation production exportée/termes de l'échange varie quelque peu suivant les valeurs des élasticités et cela se justifie aisément : par exemple, une augmentation en valeur absolue de l'élasticité-prix de 0.20 à 0.30 réduit l'impact positif du choc de demande (R_d) sur les termes de l'échange [voir équation (24)] et laisse apparaître davantage l'effet négatif du choc d'offre sur ceux-ci, d'où un

accroissement de la corrélation négative production exportée/termes de l'échange, laquelle passe de -0.31 à -0.39.

Les résultats du modèle simulé sous chaque source d'impulsion révèlent que les deux types de chocs contribuent significativement à la variance des termes de l'échange. Fait notable, les deux chocs sont absolument nécessaires si l'on veut reproduire la corrélation production exportée/termes de l'échange. En effet, en l'absence de choc d'offre, cette corrélation ne peut qu'être positive et sans choc de demande, elle est fortement négative, presque égale à moins un.

L'économie, on le sait, est soumise à de multiples chocs. Bien que nous ne prétendions pas que les seuls chocs du marché d'exportation peuvent expliquer tous les autres faits stylisés de la Côte-d'Ivoire, il serait néanmoins intéressant de savoir la part de la volatilité des différents agrégats imputable aux sources d'impulsions considérées ici. Et quels sont les faits stylisés qu'elles ne peuvent reproduire?

D'abord, notons que toutes les prédictions du modèle sont conformes aux caractéristiques qualitatives des faits stylisés. Indépendamment de la valeur des élasticités, une proportion significative de la volatilité des différents agrégats peut être imputable aux deux chocs. La variance du PIB étant sous-estimée, les variances relatives se trouvent souvent au-dessus de leur valeur réelle. Les coefficients

d'autocorrélation sont sous-estimés¹⁸, sans toutefois que la différence soit énorme. En revanche, on observe une surévaluation des corrélations croisées.

Une caractéristique importante en économie ouverte n'est reproduite que qualitativement : il s'agit de la corrélation entre l'épargne et l'investissement (0.93 dans la simulation de base contre 0.53 dans les données). Une explication possible de cette différence serait l'existence d'autres types de chocs, non pris en compte dans le modèle, qui affecteraient différemment l'épargne et l'investissement, ce qui réduirait la corrélation entre ces deux variables. Par exemple, dans les PVD comme la Côte-d'Ivoire, pour suppléer l'insuffisance de l'épargne privée, on recourt à une composante d'investissement public financé par des aides et dons gouvernementaux. La prise en compte de ces chocs exogènes d'investissement public réduirait la corrélation épargne/investissement trouvée dans le modèle¹⁹. Depuis Feldstein et Horioka (1980), la corrélation épargne/investissement a été largement débattue dans la littérature; compte tenu de la très forte corrélation épargne/investissement qu'ils ont observée dans les pays développés, ces deux auteurs concluent qu'il n'y a pas une mobilité parfaite des capitaux. Cette affirmation a été remise en cause par différentes études

¹⁸ À l'exception de la balance commerciale, où il y a une surestimation du coefficient d'autocorrélation.

¹⁹ Rappelons que l'objectif principal de l'étude n'est pas la problématique de la corrélation épargne/investissement.

démontrant qu'une économie soumise à un choc technologique exogène peut générer une forte corrélation épargne/investissement, même en présence d'une parfaite mobilité des capitaux [voir par exemple Bec (1994) et Baxter et Crucini (1993)]. Par ailleurs, on a noté que la taille du pays influence positivement cette corrélation.

Avant de conclure notre étude, nous allons faire quelques réflexions sur l'impact des chocs d'offre et de demande sur les termes de l'échange.

Dans la littérature, les modèles à un pays évacuent la problématique des termes de l'échange en les considérant comme exogènes. En reproduisant très bien la variance des termes de l'échange, la présente étude semble montrer que dans un pays comme la Côte-d'Ivoire, gros exportateur de matières premières, les termes de l'échange sont une variable endogène dont la dynamique doit être expliquée tant par des chocs internes qu'externes.

Le rôle non négligeable des chocs de demande extérieure laisse supposer que la transmission internationale des cycles économiques par le canal du marché d'exportation peut être validée pour la Côte-d'Ivoire²⁰.

²⁰ Dans le cas des pays développés, certains travaux économétriques confirment l'importance des chocs de demande dans l'explication des fluctuations économiques. Voir, par exemple, Blanchard et Quah (1989) et Bec et Hairault (1993).

Nos résultats montrent aussi que l'impact des chocs considérés sur les fluctuations économiques est à la mesure de leurs effets sur les termes de l'échange; ceci traduit le rôle clé de cette variable dans la transmission des impulsions du marché d'exportation.

8. CONCLUSION

L'objectif de ce texte a été d'expliquer la variabilité des termes de l'échange (en Côte-d'Ivoire) par les chocs d'offre et de demande sur le marché d'exportation. Pour ce faire, nous avons construit un modèle de cycles économiques réels dans lequel les termes de l'échange sont endogènes. Le modèle reproduit bien les variations des termes de l'échange et révèle l'importance des chocs de productivité interne et de demande étrangère. Par ailleurs, les résultats montrent l'impact significatif des chocs du marché d'exportation sur les cycles économiques en Côte-d'Ivoire. Les effets non négligeables des chocs de demande étrangère laissent penser que le marché des matières premières joue un rôle comme canal de transmission internationale des cycles économiques.

Fig 1.a : Réponse des termes de l'échange au choc d'offre
(Déviation par rapport à l'état stationnaire)

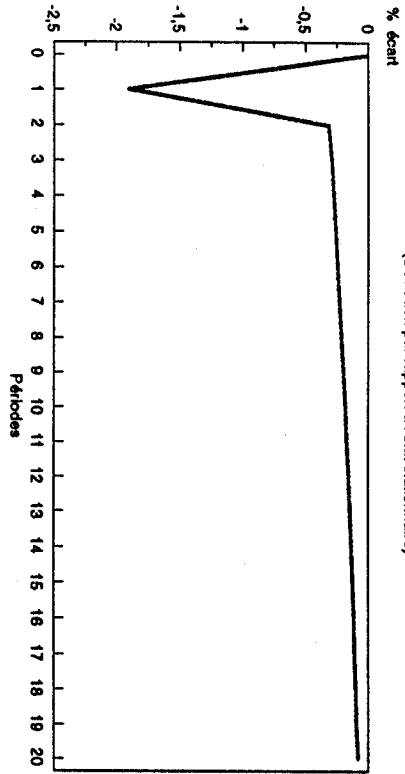


Fig 1.c : Réponse de la consommation au choc d'offre
(Déviation par rapport à l'état stationnaire)

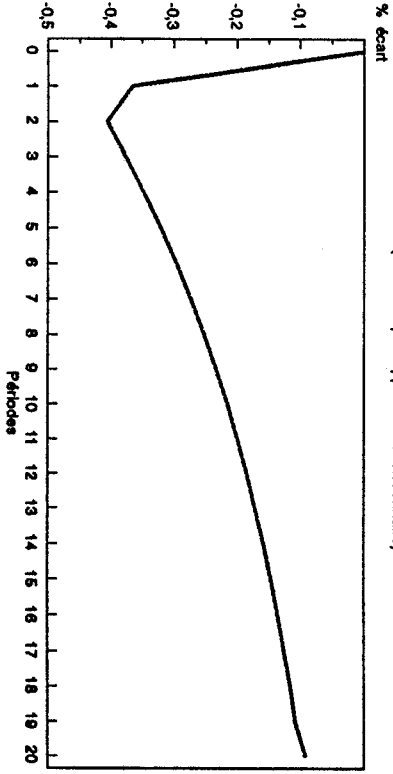


Fig 1.b : Réponse du PIB au choc d'offre
(Déviation par rapport à l'état stationnaire)

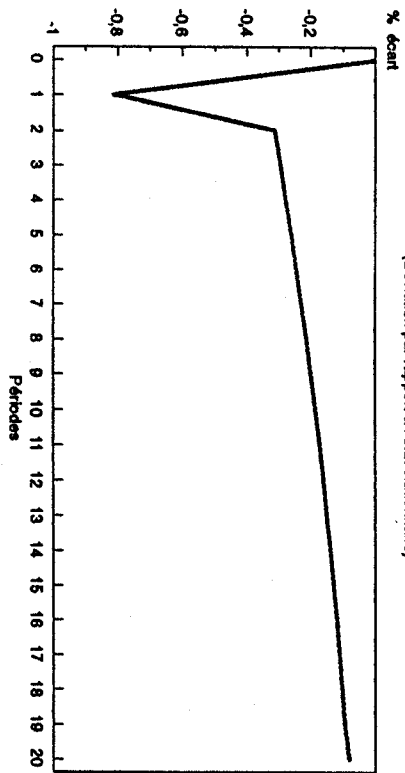


Fig 1.d : Réponse de l'investissement au choc d'offre
(Déviation par rapport à l'état stationnaire)

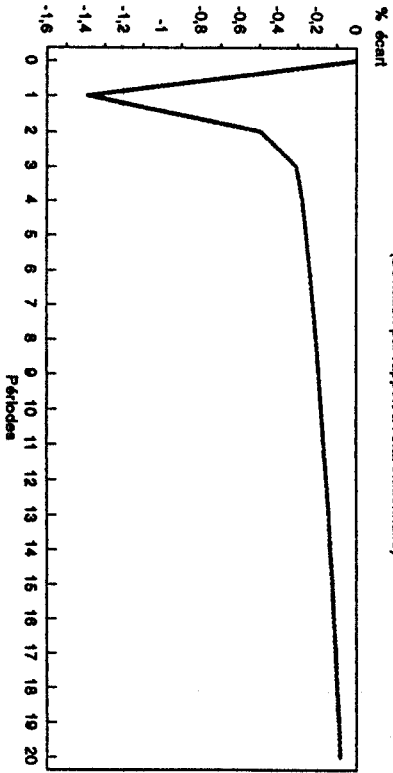


Fig 1.e : Réponse de l'épargne au choc d'offre
(Déviation par rapport à l'état stationnaire)

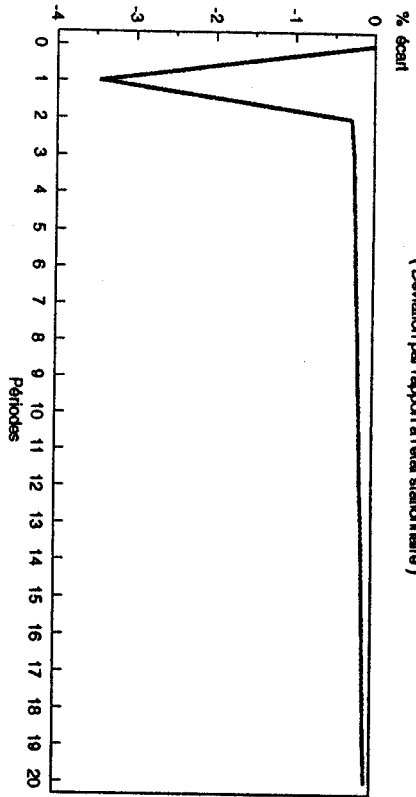


Fig 1.g : Réponse des importations au choc d'offre
(Déviation par rapport à l'état stationnaire)

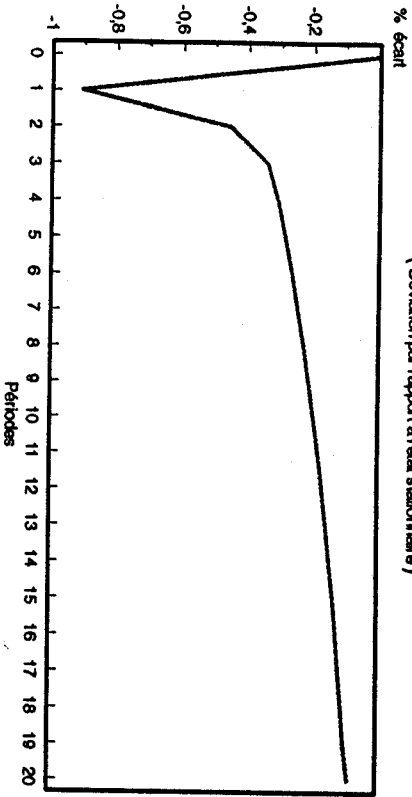


Fig 1.f : Réponse des exportations au choc d'offre
(Déviation par rapport à l'état stationnaire)

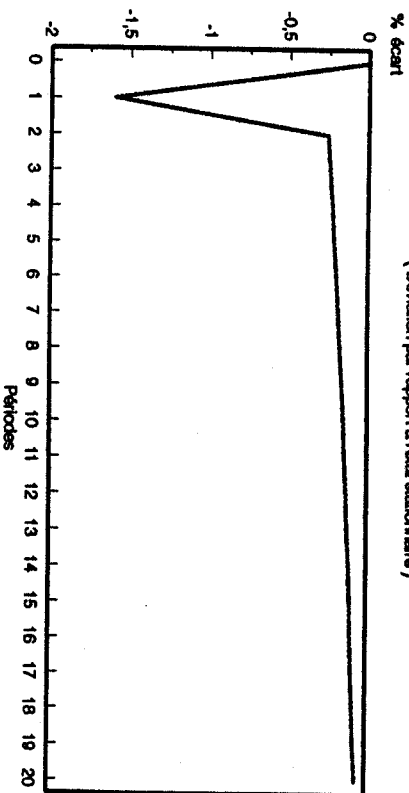


Fig 1.h : Réponse de la balance commerciale au choc d'offre
(Déviation par rapport à l'état stationnaire)

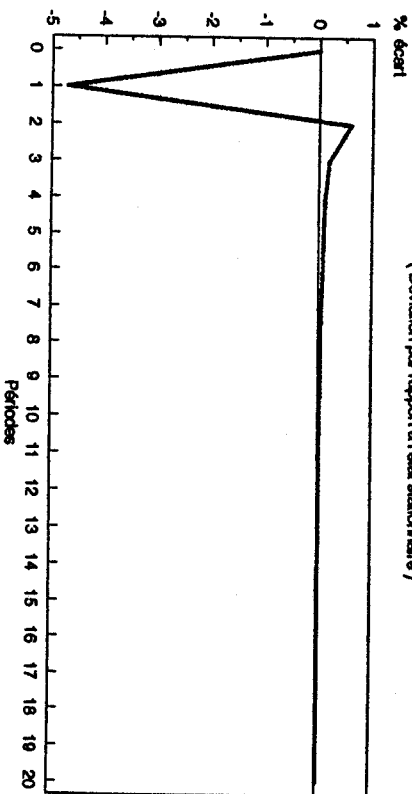


TABLEAU 1 : TEST DE CAUSALITÉ POUR LE CACAO

$$\text{Équation estimée}^* : Qco_t = \sum_{j=0}^2 b_j Pco_{t-j} + \sum_{j=1}^2 d_j Pco_{t+j} + u_t$$

Données annuelles : 1960-1990

Paramètres	Valeurs estimées	Écart-type
b_0	0.354	0.127
b_1	-0.070	0.121
b_2	0.159	0.114
d_1	-0.449	0.122
d_2	0.210	0.113
$R^2 = 0.45$; $DW = 2.1$		
Hypothèse nulle $d_j = 0 \forall j$	Statistique de Fisher 6.87	Seuil de sign. 0.005

* Variable dépendante : production exportée.
Variables explicatives : prix courant, avancés et retardés.

TABLEAU 2 : TEST DE CAUSALITÉ POUR LE CAFÉ

$$\text{Équation estimée}^* : Qcf_t = \sum_{j=0}^4 b_j Pcf_{t-j} + \sum_{j=1}^4 d_j Pcf_{t+j} + u_t$$

Données annuelles : 1960-1990

Paramètres	Valeurs estimées	Écart-type
b ₀	-0.475	0.469
b ₁	-0.012	0.458
b ₂	-0.356	0.489
b ₃	0.379	0.430
b ₄	0.054	0.437
d ₁	0.453	0.386
d ₂	-0.941	0.384
d ₃	0.365	0.354
d ₄	-0.567	0.337
R ² = 0.54; DW = 2.2		
Hypothèse nulle d _j = 0 ∀ j	Statistique de Fisher 3.07	Seuil de sign. 0.054

* Variable dépendante : production exportée.
Variables explicatives : prix courant, avancés et retardés.

TABLEAU 3 : FAITS STYLISÉS POUR LA CÔTE-D'IVOIRE
(FILTRE : Hodrick-Prescott)^a

VARIABLE	σ_x	σ_x/σ_y	ρ_x	$\rho_{x,y}$
TERMES D'ÉCHANGE	0.12	1.09	0.36	0.76
PIB	0.11	1.00	0.58	1.00
PNB	0.11	1.00	0.57	0.99
CONSOMMATION	0.10	0.90	0.51	0.92
INVESTISSEMENT	0.17	1.54	0.23	0.58
ÉPARGNE	0.21	1.90	0.42	0.85
EXPORTATIONS	0.16	1.45	0.48	0.83
IMPORTATIONS	0.11	1.00	0.33	0.82
BALANCE COMMERCIALE	0.41	3.73	0.35	0.62

CORRÉLATION	
Production exportée/Termes d'échange	-0.32
Investissement/Épargne	0.53

^a σ_x = écart-type de la variable x; ρ_x = coefficient d'autocorrélation d'ordre 1; $\rho_{x,y}$ = coefficient de corrélation entre la variable x et le PIB.

**TABLEAU 4 : RÉSULTATS DE SIMULATION SOUS CHOC
D'OFFRE ET DE DEMANDE (simulation de base)^a**
Élasticité-prix(- ϵ_1) = -0.20 et élasticité-revenu (ϵ_2) = 1.9

VARIABLE	σ_x	σ_x/σ_y	ρ_x	$\rho_{x,y}$
TERMES D'ÉCHANGE	0.13	1.86	0.31	0.95
PIB	0.07	1.00	0.32	1.00
PNB	0.08	1.14	0.32	0.99
CONSOMMATION	0.05	0.71	0.44	0.95
INVESTISSEMENT	0.17	2.43	0.29	0.98
ÉPARGNE	0.18	2.57	0.24	0.96
EXPORTATIONS	0.12	1.71	0.26	0.98
IMPORTATIONS	0.10	1.43	0.32	0.99
BALANCE COMMERCIALE	0.25	3.57	0.70	0.81

CORRÉLATION	
Production exportée/Termes d'échange	-0.29
Investissement/Épargne	0.93

^a σ_x = écart-type de la variable x; ρ_x = coefficient d'autocorrélation d'ordre 1; $\rho_{x,y}$ = coefficient de corrélation entre la variable x et le PIB.

TABLEAU 5 : RÉSULTATS DE SIMULATION SOUS CHOC D'OFFRE^a

VARIABLE	σ_x	σ_x/σ_y	ρ_x	$\rho_{x,y}$
TERMES D'ÉCHANGE	0.13	2.16	0.31	0.98
PIB	0.06	1.00	0.33	1.00
PNB	0.06	1.00	0.33	0.99
CONSOMMATION	0.04	0.70	0.40	0.97
INVESTISSEMENT	0.15	2.50	0.29	0.97
ÉPARGNE	0.14	2.33	0.30	0.97
EXPORTATIONS	0.10	1.67	0.31	0.98
IMPORTATIONS	0.10	1.67	0.30	0.99
BALANCE COMMERCIALE	0.13	2.17	0.97	0.94

	CORRÉLATION
Production exportée/Termes d'échange	-0.97
Investissement/Épargne	0.99

^a σ_x = écart-type de la variable x; ρ_x = coefficient d'autocorrélation d'ordre 1; $\rho_{x,y}$ = coefficient de corrélation entre la variable x et le PIB.

TABEAU 6 : RÉSULTATS DE SIMULATION SOUS CHOC DE DEMANDE^a

VARIABLE	σ_x	σ_x/σ_y	ρ_x	$\rho_{x,y}$
TERMES D'ÉCHANGE	0.05	1.25	0.24	0.99
PIB	0.04	1.00	0.25	1.00
PNB	0.05	1.25	0.25	0.99
CONSOMMATION	0.03	0.75	0.41	0.92
INVESTISSEMENT	0.09	2.25	0.29	0.99
ÉPARGNE	0.12	3.00	0.20	0.97
EXPORTATIONS	0.08	2.00	0.21	0.98
IMPORTATIONS	0.06	1.50	0.31	0.99
BALANCE COMMERCIALE	0.22	5.50	0.89	0.88

	CORRÉLATION
Production exportée/Termes d'échange	0.95
Investissement/Épargne	0.93

^a σ_x = écart-type de la variable x; ρ_x = coefficient d'autocorrélation d'ordre 1; $\rho_{x,y}$ = coefficient de corrélation entre la variable x et le PIB.

**TABLEAU 7 : SENSIBILITÉ DES RÉSULTATS À L'ÉLASTICITÉ-PRIX:
SIMULATION SOUS CHOCS D'OFFRE ET DE DEMANDE
(Par rapport au tableau 4, $-\varepsilon_1$ passe de -0.20 à -0.30)^a**

VARIABLE	σ_x	σ_x/σ_y	ρ_x	$\rho_{x,y}$
TERMES D'ÉCHANGE	0.11	2.2	0.27	0.93
PIB	0.05	1.0	0.27	1.00
PNB	0.05	1.0	0.28	0.99
CONSOMMATION	0.03	0.6	0.42	0.92
INVESTISSEMENT	0.09	1.8	0.29	0.98
ÉPARGNE	0.14	2.8	0.23	0.97
EXPORTATIONS	0.09	1.8	0.24	0.98
IMPORTATIONS	0.06	1.2	0.31	0.98
BALANCE COMMERCIALE	0.32	6.4	0.76	0.87

	CORRÉLATION
Production exportée/Termes d'échange	-0.39
Investissement/Épargne	0.89

^a Le tableau 4 rapporte les résultats de la simulation de base où l'élasticité-prix ($-\varepsilon_1$) est égale à -0.20 et l'élasticité revenu (ε_2) égale à 1.99.

TABLEAU 8 : SENSIBILITÉ DES RÉSULTATS À L'ÉLASTICITÉ-REVENU :
SIMULATION SOUS CHOCS D'OFFRE ET DE DEMANDE
 (Par rapport au tableau 4, ε_2 passe de 1.99 à 1)^a

VARIABLE	σ_x	σ_x/σ_y	ρ_x	$\rho_{x,y}$
TERMES D'ÉCHANGE	0.14	2.00	0.28	0.97
PIB	0.07	1.00	0.32	1.00
PNB	0.07	1.00	0.32	0.99
CONSOMMATION	0.05	0.71	0.42	0.96
INVESTISSEMENT	0.17	2.43	0.27	0.98
ÉPARGNE	0.17	2.43	0.25	0.96
EXPORTATIONS	0.12	1.71	0.28	0.98
IMPORTATIONS	0.11	1.57	0.30	0.99
BALANCE COMMERCIALE	0.19	2.71	0.82	0.85

	CORRÉLATION
Production exportée/Termes d'échange	-0.61
Investissement/Épargne	0.96

^a Le tableau 4 rapporte les résultats de la simulation de base où l'élasticité-prix ($-\varepsilon_1$) est égale à -0.20 et l'élasticité revenu (ε_2) égale à 1.99.

ANNEXE I
CALIBRATION DE LA PRODUCTIVITÉ MARGINALE DU TRAVAIL (γ_0)
DANS LE SECTEUR D'EXPORTATION

Reprenons les quatre équations qui permettent de calibrer γ_0 :

$$p_t^n Y_{L,t}^n = W_t \quad (17)$$

avec $Y_{L,t}^n = (1 - \phi) K_t^\phi (L_t^n)^{1-\phi}$

$$K_t - K_{t-1} = \frac{1}{\psi} (q_t - 1) K_t \quad (19)$$

$$E_t q_{t+1} = (1 + r)(q_t - p_t^n Y_{K,t}^n - \frac{\psi}{2} (K_t - K_{t-1})^2 / K_t^2 + \delta) \quad (21)$$

$$(1 - \tau_t) p_t^e = \frac{W_t}{\gamma_0 \exp(a_t)} \quad (25)$$

À l'état stationnaire déterministe, nous posons $a_t = 0$ [voir Cardia (1991)] et toutes les variables sont constantes. Par ailleurs, suivant la pratique standard dans les modèles d'équilibre général calculables, nous normalisons à 1 les prix p_t^n et p_t^e à l'état stationnaire [voir Shoven et Whalley (1992)]. Sous ces conditions, l'équation (19) donne $q = 1$; à partir de (21) on peut calculer le rapport K / L^n en fonction des paramètres :

$$\frac{K}{L^n} = \left(\frac{\phi(1+r)}{(1+r)\delta + r} \right)^{\frac{1}{1-\phi}} \equiv x_0 \quad (21')$$

La valeur du salaire (W) à l'état stationnaire découle de l'équation (17) : $W = (1 - \phi) \cdot (K / L^n)^\phi = (1 - \phi) \cdot (X_0)^\phi$. Une fois W connu, l'équation (25) donne $\gamma_0 = W / (1 - \tau)$. En considérant les valeurs des paramètres, on trouve $\gamma_0 = 1.52$.

BIBLIOGRAPHIE

- Acquah, P. (1972), « A Macroeconometric Analysis of Export Instability in Economic Growth », thèse non publiée, University of Pennsylvania.
- Backus, D.K, P.J. Kehoe et F.E. Kydland (1993), « International Business Cycles : Theory and Evidence », mimeo, octobre.
- Banque mondiale (1982a), « Analysis of the World Coffee Market », World Bank Staff Commodity Working Paper 7.
- Banque mondiale (1982b), « Analysis of the World Cocoa Market », World Bank Staff Commodity Working Paper 8.
- Banque mondiale (1992), « Price Prospects for Major Commodities ».
- Baxter M. et M.J. Crucini (1993), « Explaining Saving-Investment Correlations », *American Economic Review* 83, juin, 416-436.
- Bec, F. (1994), « La transmission internationale des fluctuations, une explication de la corrélation croisée des consommations », *Revue économique* 45(1), janvier, 89-114.

- Bec, F. et J.O. Hairault (1993), « Une étude empirique des sources de fluctuations économiques dans le cadre d'un modèle à tendances communes », *Annales d'économie et de statistique* 30, 85-120.
- Blanchard, O.J. (1985), « Debt, Deficits and Finite Horizons », *Journal of Political Economy* 93, avril, 223-247.
- Blanchard, O.J. et S. Fisher (1989), *Lectures on Macroeconomics*, MIT Press, Cambridge, MA.
- Blanchard, O.J. et C.M. Kahn (1980), « The Solution of Linear Difference Models under Rational Expectations », *Econometrica* 48, juillet, 1305-1311.
- Blanchard, O.J. et D. Quah (1989), « The Dynamics Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances », *American Economic Review* 79, septembre, 655-673.
- Buiter, W.H. (1990), *International Macroeconomics*, Clarendon Press, Oxford.
- Cardia, E. (1991), « The Dynamics of a Small Open Economy in Response to Monetary, Fiscal, and Productivity Shocks », *Journal of Monetary Economics* 28, septembre, 411-434.

- Carmichael, B. et L. Samson (1995), « Taxation in a Small Developing Economy : The Case of Senegal », mimeo, Université Laval, Québec.
- Chalmin, P. et J.-L. Gombeaud (1989), *Les marchés mondiaux*, Édition Economica, Paris.
- Collange, G. (1993), *Un modèle de l'économie Ivoirienne*, vol. 1, Synthèse et Présentation, CERDI.
- Craine, R. (1975), « Investment, Adjustment Costs, and Uncertainty », *International Economic Review* 16(3), octobre, 648-661.
- Epstein, L. (1987), « A Simple Dynamic General Equilibrium Model », *Journal of Economic Theory* 41, février, 68-95.
- Feldstein, M. et C. Horioka (1980), « Domestic Savings and International Capital Flows », *Economic Journal* 90, juin, 314-329.
- Frenkel, J. et A. Razin (1986), « Fiscal Policies in the World Economy », *Journal of Political Economy* 94, juin, 564-594.

- Greenwood, J. (1984), « Nontraded Goods, the Trade Balance and the Balance of Payments », *Canadian Journal of Economics* XVII, novembre, 806-823.
- Hayashi, F. (1982), « Tobin's Marginal q and Average q : A Neoclassical Interpretation », *Econometrica* 50, janvier, 213-224.
- King, R.G., C.I. Plosser et S.T. Rebelo (1988), « Production, Growth and Business Cycles : 1. The Basic Neoclassical Model », *Journal of Monetary Economics* 21, mars-mai, 195-232.
- Kollmann, R. (1990), « World Business Cycles and Incomplete International Asset Markets », mimeo, University of Chicago, novembre.
- Kollmann, R. (1992), « Fiscal Policy, Technology Shocks and the US Trade Balance Deficit », mimeo, Université de Montréal, novembre.
- Kydland, F.E. et E.C. Prescott (1982), « Time to Build and Aggregate Fluctuations », *Econometrica* 50, novembre, 1345-1370.
- Lucas, R. et N. Stokey (1984), « Optimal Growth with Many Consumers », *Journal of Economic Theory* 32, février, 139-171.

- Macklem, R.T. (1993), « Terms of Trade Disturbances and Fiscal Policy in a Small Open Economy », *The Economic Journal* 103, juillet, 916-936.
- Mendoza, E. (1991), « Real Business Cycles in a Small Open Economy », *American Economic Review* 81, septembre, 787-818.
- Mendoza, E. (1992), « The Terms of Trade and Economic Fluctuations », mimeo, Research Department, I.M.F., février.
- Michel, G. et M. Noël (1984), « Short Term Responses to Trade and Incentive Policies in Ivory Coast : Comparative Static Simulations in a Computable General Equilibrium Model », World Bank Staff Working Paper 647.
- Obstfeld, M. (1981), « Capital Mobility and Devaluation in an Optimizing Model with Rational Expectations », *American Economic Review* 71, Papers and Proceedings, mai, 217-221.
- Sargent, T. (1987), *Macroeconomic Theory*, deuxième édition, Academic Press, New York.
- Senhadji, A. (1994), « Sources of Debt Accumulation in a Small Open Economy », mimeo, University of Pennsylvania.

- Shome, P. (1995), *Tax Policy Handbook*, IMF, Washington, D.C.
- Shoven, J. et J. Whalley (1992), *Applying General Equilibrium*, Cambridge University Press, Cambridge, MA.
- Sims, C.A (1972), « Money, Income and Causality », *American Economic Review* 62, septembre, 540-552.
- Stockman, A.C. et L. Tesar (1990), « Tastes and Technology in a Two-Country Model of the Business Cycle : Explaining International Comovements », mimeo, Department of Economics, University of California-Santa Barbara, octobre.
- Svensson, L.E.O. et A. Razin (1983), « The terms of Trade and the Current Account : The Harberger-Laursen-Metzler Effect », *Journal of Political Economy* 91, février, 97-125.
- Tuinder, B.A. (1978), *Ivory Coast, the Challenge of Success*, The Johns Hopkins University Press, Baltimore and London.
- Uzawa, H. (1968), « Time Preference, the Consumption Function and Optimum Asset Holdings », dans *Value, Capital and Growth : Papers in Honor of Sir John Hicks*, sous la direction de J.N. Wolfe, Edinburgh University Press, Edinburgh, 485-504.

Weymar, F. (1968), *The Dynamics of the World Cocoa Market*, The MIT Press, MA.

ESSAI 3

DÉVALUATION ET AJUSTEMENT DE L'ÉCONOMIE

CHAPITRE 1

ÉTUDE DE L'EFFICACITÉ DE LA DÉVALUATION
DU FRANC CFA AU BÉNIN

Soumis à la revue *Économie Appliquée*

1. INTRODUCTION

À l'instar de la plupart des pays de l'Afrique subsaharienne, le Bénin fut confronté, au milieu des années 80, à une crise économique et financière. Vers la fin de la décennie 80, l'insolvabilité de l'État, l'effondrement du système financier et la mauvaise tenue de tous les indicateurs macroéconomiques témoignaient de la gravité de la situation économique. Ainsi, en 1989, le PIB a diminué en volume de 2,9 %¹. Le déficit global de l'État atteignait 10,6 % du PIB². La dette extérieure représentait 350,5 % des exportations de biens et 80,9 % du PNB³. Quant au service de la dette, il accaparait 70 % des recettes d'exportation en 1990⁴. Le solde de la balance commerciale, structurellement déficitaire, se chiffrait à 101,9 millions \$ US en 1989.

Les causes de cette crise économique et financière sont à la fois internes et externes. D'abord, au plan interne, l'incohérence des politiques macroéconomiques et le rôle envahissant de l'État ont créé une instabilité macroéconomique et une mauvaise allocation des ressources. Ensuite, au nombre des causes externes, on peut citer la hausse des taux d'intérêt étrangers et la flambée du dollar américain qui

¹ INSAE (1992), Comptes nationaux.

² Rapport sur l'état de l'économie béninoise.

³ World Bank (1996), *World Debt Tables, Volume 2, Country Tables*.

⁴ FAO (1995), « Analyse de l'impact de la dévaluation du franc CFA sur la production agricole », Rapport technique, Bénin.

ont particulièrement aggravé le coût de la dette extérieure. Mais, le principal facteur exogène tient aux chocs exogènes défavorables des termes de l'échange. En effet, l'évolution des cours des deux principaux produits d'exportation, le coton et l'huile de palme, traduit bien la nette détérioration des termes de l'échange du Bénin. Le prix réel international du coton a suivi une tendance baissière depuis 1951, si l'on exclut les légères remontées de cours en 1973 et 1976 (voir figure 1). Ainsi, il a chuté d'environ 76 % entre 1951 et 1989. La raison de cette dégradation presque continue réside dans la menace des fibres artificielles. Gwénola (1994, p. 10) estime que depuis les années 50 « la consommation des fibres artificielles croissait six fois plus vite que celle du coton ». La tendance du cours international de l'huile de palme n'est pas non plus à la hausse (voir figure 2). En dépit des fréquents redressements de cours, le prix réel de l'huile de palme a accusé, en 1990, une baisse de 83 % par rapport à son sommet historique de 1950⁵.

Face à l'ampleur de la crise, les autorités béninoises se sont engagées, sous la houlette du FMI et de la Banque mondiale, dans des Programmes d'Ajustement Structurels (PAS) visant à résorber les profonds déséquilibres macroéconomiques. De 1989 à 1994, deux PAS furent mis en oeuvre. Ils s'articulent autour de mesures d'ajustement interne : réduction du déficit budgétaire, réformes commerciales,

⁵ Les données sur les prix du coton et de l'huile de palme proviennent de World Bank (1996), « Price Prospects for Major Commodities ».

agricoles et fiscales. Les résultats obtenus, de 1989 à 1993, étaient mitigés et fragiles. La croissance réelle du PIB a été élevée au-dessus de 3 % en moyenne de 1990 à 1993, mais le PIB per capita ne s'est accru en moyenne que de 1 % durant la même période. Le taux annuel d'inflation n'a guère dépassé 3 % de 1990 à 1993. Le déficit budgétaire global a été ramené à 4,7 % du PIB en 1993⁶. Par rapport à son niveau de 1989, l'endettement extérieur s'est alourdi d'environ 23 % en 1993, avec les ratios dette extérieure/exportations et dette extérieure/PNB qui demeurent très élevés, 256,9 % et 70 % respectivement⁷. Le déficit du commerce extérieur s'est considérablement aggravé, passant de 101,9 millions \$ US en 1989 à 197,8 millions \$ US en 1993, soit une hausse de 94 %.

Après analyse des résultats des politiques d'ajustement interne et, eu égard à la persistance des déséquilibres extérieurs, le FMI et la Banque mondiale ont conclu que l'ajustement réel avait atteint ses limites. En conséquence, ils estiment que seul un ajustement externe pourrait remettre l'économie du Bénin, comme celles des autres pays africains de la zone franc, sur un sentier de croissance durable tout en restaurant la compétitivité externe. Ainsi, le 11 janvier 1994, le franc CFA fut dévalué de 50 % par rapport au franc français⁸. Il s'agissait là

⁶ INSAE (1994), Comptes nationaux du Bénin.

⁷ World Bank (1996), *World Debt Tables, Volume 2, Country Tables*.

⁸ La parité passe de 1 FF = 50 FCFA à 1 FF = 100 FCA.

d'un ajustement nominal sans précédent dans une zone monétaire⁹ qui bénéficiait d'une fixité du taux de change depuis octobre 1948. Justifiant ce fort taux de dévaluation, le Directeur Général du FMI affirme qu'il a fallu « adopter un taux crédible qui permette d'écarter tout risque de nouvel ajustement à court ou moyen terme »¹⁰.

Dans les mois qui suivirent l'annonce de l'ajustement monétaire, plusieurs études ont été réalisées en vue d'analyser les effets du changement de parité sur l'économie de la zone franc. Du fait de la dynamique d'une dévaluation, ces travaux n'ont pu observer que les impacts à très court terme (moins d'un an)¹¹ qui sont essentiellement des effets-prix. Près de trois ans après le choc monétaire, les statistiques actuellement disponibles nous permettent de répondre à deux questions fondamentales qui ne pouvaient être résolues dans les premières études : la dévaluation du franc CFA a-t-elle été une réussite? Quels en ont été les effets structurels à moyen terme sur la compétitivité extérieure, la balance commerciale et la production agricole? Nous nous proposons ici d'aborder ces deux questions dans le cas du Bénin.

⁹ Le Bénin fait partie de l'Union Économique et Monétaire Ouest Africain (UÉMOA) et, à ce titre, il partage le franc CFA avec les six autres membres de l'Union que sont la Côte d'Ivoire, le Sénégal, le Burkina Faso, le Mali, le Togo et le Niger.

¹⁰ *Marchés Tropicaux* no 2514 du 24 janvier 1994, p. 53.

¹¹ Notons que les statistiques des prix et du commerce extérieur sortent avec plusieurs mois de retard. Par exemple, l'étude de Cogneau et al. (1996) sur le Cameroun n'a pu tenir compte des statistiques du commerce extérieur du deuxième semestre 1994. Par ailleurs, le cas du Bénin n'a pas fait l'objet d'une grande attention dans les revues scientifiques, comme l'ont été la Côte d'Ivoire, le Sénégal et le Cameroun.

Le reste de l'étude est organisé comme suit : la deuxième section analyse les mesures anti-inflationnistes et l'évolution des prix. La compétitivité-prix extérieure est discutée dans la section 3. La section 4 évalue l'effet-quantité de la dévaluation sur le commerce extérieur. L'impact du choc monétaire sur la production agricole est traité dans la section 5. Enfin, la dernière section fournit une brève conclusion.

2. LES MESURES ANTI-INFLATIONNISTES ET L'ÉVOLUTION DES PRIX

Pour que la dévaluation soit opérante, il faudrait limiter son impact inflationniste. Au lendemain du changement de parité FF/FCFA, des mesures de stabilisation de l'inflation furent mises en oeuvre. Ces mesures comportent une politique monétaire restrictive, une politique de maîtrise des salaires, un allègement de la fiscalité indirecte et un contrôle des prix.

La politique monétaire restrictive s'est traduite par un renchérissement du coût du crédit. Le 18 janvier, le taux d'escompte directeur est passé de 10,5 à 14,5 %. Le volume de crédit à l'économie a accusé une forte tendance à la baisse entre décembre 1993 et avril 1995, soit une chute de 34 % entre ces deux dates.

La non-indexation des salaires a été un instrument privilégié de lutte contre l'inflation. Ainsi, le gouvernement pouvait compter sur l'illusion monétaire pour réduire, en termes réels, les rémunérations. La

réaction des centrales syndicales fut très vive. Le 7 mars 1994, elles lançaient une grève de 72 heures pour revendiquer une augmentation de 70 à 300 % des salaires. Pour toute hausse des salaires, le gouvernement n'a accordé qu'un taux modéré de 10 %. En plus, L'indemnité de résidence (10 % du salaire), suspendue en 1986, fut rétablie et le salaire minimum interprofessionnel garanti (SMIG) a été revalorisé de 46 %. Dans le secteur moderne de l'économie, le taux de croissance des rémunérations n'a guère dépassé celui de la fonction publique, puisque la politique salariale du gouvernement influence dans une large mesure celle du secteur formel.

La réforme de la fiscalité indirecte a contribué au ralentissement de la poussée inflationniste. En janvier 1994, la rationalisation du tarif douanier a permis de réduire l'éventail des taux. L'abaissement des droits de douane sur plusieurs produits de première nécessité visait à modérer l'effet du changement de parité sur l'inflation intérieure. Dans le même contexte, le sucre fut temporairement exempté de la T.V.A.

Enfin, à l'appui des mesures incitatives destinées à enrayer la spirale inflationniste, le gouvernement béninois a dû recourir au contrôle des prix. Le comité de lutte contre l'inflation a réalisé maintes descentes policières dans les marchés publics. Devant la flambée des prix des produits alimentaires, l'exportation des produits vivriers fut interdite. Les prix de certains produits tels que l'électricité, l'essence, les médicaments et les fournitures scolaires furent gelés.

Dans l'ensemble, le gouvernement a-t-il réussi à contenir l'inflation de l'après-dévaluation? Une analyse de l'évolution des prix de janvier 1994 à juin 1996 permettra de répondre à cette question.

Les statistiques de prix ne semblent indiquer aucun comportement d'anticipation de la dévaluation. En effet, au cours du trimestre précédent le choc monétaire, l'indice des prix à la consommation n'a progressé que de 4 % environ. Cette hausse est entièrement due à la poussée des prix des produits locaux, l'indice des prix des biens importés ayant légèrement baissé au cours de la même période.

À la suite de la dévaluation, les prix ont suivi une tendance fortement ascendante (voir figure 4). En 1994, l'indice des prix à la consommation (IPC) a augmenté de 58 points, soit un taux annuel d'inflation de 54,35 %. L'impact inflationniste du changement de parité s'est inégalement réparti sur l'année. On a enregistré une forte poussée de l'IPC (33,7 points) sur le premier trimestre de 1994, avec un impact concentré sur le seul mois de janvier (20,6 points). Après une accalmie d'un trimestre, l'IPC s'est de nouveau inscrit sur une pente ascendante. Sa variation sur les deux derniers trimestres de 1994 est de 22 points.

La décomposition de l'IPC en trois postes de produits révèle que les produits alimentaires et manufacturés ont contribué presque dans la même proportion à l'inflation en 1994, avec des augmentations de 59,8 et 60,8 points respectivement. L'évolution de ces deux prix ressemble sensiblement à celle de l'IPC (voir figure 5). À la faveur du gel ou de l'indexation progressive du prix des services publics, l'ampleur de la

hausse de l'indice des prix des services a été moindre (40 points d'augmentation en 1994).

L'inflation n'a guère montré de signes de reprise en 1995, l'IPC n'ayant progressé que de 3,8 points, mais pour le premier semestre de 1996, la variation a déjà atteint environ 5 points. En matière d'inflation, si l'on compare le Bénin aux autres pays de l'UEMOA, on constate qu'il se situe dans le groupe des pays à fortes hausses de prix. En 1994, le taux d'inflation au Bénin (54,35 %) se situait largement au-dessus de la moyenne (36 %). Cette mauvaise performance est imputable à l'évolution conjoncturelle du Nigéria. Comme dans tous les pays jouxtant le Nigéria, « les flux d'échanges ont servi de courroie de transmission de la forte inflation au Nigéria (en particulier au second semestre de 1994 »¹². Par ailleurs, le commerce avec le Nigéria étant surtout informel, les mesures de contrôle de prix y étaient inopérantes.

En élevant le prix en FCFA des importations, la dévaluation devrait changer la structure des prix relatifs pour réorienter une partie de la demande vers les biens locaux. Les données montrent que le choc monétaire n'a pas réussi à creuser de façon durable le rapport des prix des produits locaux et importés (voir figure 6). Au cours du premier trimestre de 1994, l'Indice des Prix des Produits Importés (IPPI) a subi une forte hausse d'environ 50 points, dont 46,6 pour le seul mois de

¹² Cogneau, D. et al. (1996), « La dévaluation du franc CFA au Cameroun : bilan et perspectives ». *Économies et Sociétés* 33, janvier, p. 174.

janvier. Par la suite, sa croissance s'est quelque peu ralentie. Sur toute l'année 1994, l'IPPI n'a varié que de 65 %, ce qui confirme que le taux de dévaluation de 100 % ne s'est pas intégralement répercuté sur le prix des importations. Cet impact moins fort que prévu s'explique, entre autres, par la chute de la valeur CAF des importations et l'allègement des droits de douane sur certains biens de première nécessité¹³. Quant à l'indice des prix des produits locaux (IPPL), il a graduellement progressé sur toute l'année 1994, passant de 106,84 en décembre 1993 à 155,65 en décembre 1994. L'IPPL a atteint 168,43 en mars 1996, ce qui permet au rapport des deux indices de retrouver son niveau d'avant dévaluation¹⁴. Leenhardt (1994) explique bien les comportements économiques qui sous-tendent l'évolution de ces deux indices : « ...dans un premier temps, une hausse importante du prix de produits locaux ne fait que traduire un changement de la demande qui, abandonnant des produits importés devenus trop chers, se reporte sur des produits locaux jusqu'ici négligés et, par le jeu de l'offre et de la demande, ceux-ci augmentent plus que les produits auxquels ils se substituent (étant bien entendu qu'un écart important subsiste entre le niveau absolu des prix locaux et celui des produits importés ».

Ainsi, les consommateurs béninois, en réaction au changement des prix relatifs, ont décidé de substituer les produits locaux aux produits

¹³ Voir Gwénola, D. (1994), « La dévaluation du FCFA dans les pays africains de la zone franc », DIAL.

¹⁴ La convergence de ces deux indices a été observée dans la plupart des pays africains de la zone franc, suite à la dévaluation. Dans le cas du Cameroun, l'étude de Cogneau et al. (1996) montre que cette convergence est intervenue plus tôt, seulement 11 mois après le changement de parité.

importés. La forte montée des prix locaux semble indiquer que l'offre interne n'a pu satisfaire cette nouvelle demande locale induite par la dévaluation. Par exemple, les Études sur les Conditions de Vie des Ménages Ruraux (ÉCVR) montrent qu'au moment où les ménages ont réduit, dans 78 % environ des cas, leurs consommations de produits alimentaires importés, la production locale a été stable ou à la baisse dans 71 % des cas¹⁵. L'autre facteur qui pourrait expliquer la forte progression des prix locaux tient au contenu en importation du secteur industriel local; faute de données, on ne peut en connaître l'ampleur¹⁶.

De l'analyse des différents indices de prix, on peut conclure que l'impact inflationniste du changement de parité n'a pas été négligeable. Il importe maintenant d'apprécier l'inflation intérieure au regard de celui des partenaires commerciaux du Bénin.

3. LA COMPÉTITIVITÉ-PRIX EXTÉRIEURE

La dévaluation visait, entre autres objectifs, le rétablissement de la compétitivité externe de l'économie béninoise. Cet objectif ne sera atteint que si la dévaluation génère une dépréciation réelle du taux de change. Selon Edwards (1989), l'Indice d'Effectivité de la Dévaluation

¹⁵ PNUD, ECVR 1994-1995, Bénin.

¹⁶ Pour plus de détails sur le comportement du secteur d'import-substitution après une dévaluation, voir Jacquemot et Assidon (1988).

(IED) est l'indicateur le plus approprié pour mesurer l'effet du changement de parité sur le taux de change réel. L'auteur définit l'IED comme suit :

$$IED_k = \frac{T\hat{C}R_k}{T\hat{C}N_k} \quad (1)$$

où $T\hat{C}R_k$ représente le taux de croissance du taux de change réel entre la période d'avant dévaluation et k périodes plus tard, et $T\hat{C}N_k$ désigne le taux de dévaluation durant la même période. Le taux de change réel, retenu dans nos calculs, se définit comme suit :

$$TCR = \frac{TCN \cdot P^*}{P} \quad (2)$$

P et P^* représentent les indices des prix intérieurs et étrangers respectivement. Nous avons choisi, comme indice des prix étrangers, la moyenne pondérée des prix des dix principaux partenaires du Bénin¹⁷, le coefficient de pondération étant leur part dans les exportations du Bénin.

L'évolution de l'IED durant une période de trois ans suffit pour se prononcer sur l'effet compétitivité-prix de la dévaluation. En effet, Edwards (1989), en étudiant 39 cas de dévaluation, estime que si l'IED

¹⁷ Le tableau 1 donne la liste des dix principaux partenaires du Bénin ainsi que leurs taux d'inflation en 1994 et leur part dans les exportations du Bénin.

demeure au-dessus de 30 après trois ans, alors la dévaluation aura été un succès sur le plan de la compétitivité extérieure.

Le tableau 2 et la figure 23 montrent l'évolution de l'IED dans le cas du Bénin. En un an, près de 37 % de la dévaluation nominale fut érodée par l'inflation interne¹⁸. La dégradation de l'IED ne s'est guère poursuivie en 1995, puisque l'inflation interne a été maîtrisée. L'IED est demeuré très stable au cours du premier semestre de 1996. Si la tendance se maintient, à la fin de l'année 1996, soit trois ans après le changement de parité, l'IED restera largement supérieur à 30. Notons que cette bonne tenue de l'IED tient en partie au fait que le taux d'inflation n'est pas toujours négligeable dans les principaux pays partenaires du Bénin. Par exemple, le Nigéria, qui représente 14 % des exportations du Bénin en 1994, a connu un taux d'inflation de 77 % la même année.

Dans l'ensemble, la dévaluation s'est traduite par une certaine dépréciation du taux de change réel, restaurant ainsi la compétitivité internationale du Bénin. Cela a-t-il suffi à redresser la balance commerciale?

¹⁸ Voir Conte (1995) pour l'évolution de l'IED dans les autres pays africains de la zone franc. Mais les résultats de l'auteur doivent être interprétés avec une extrême prudence, puisqu'il assimile l'inflation extérieure à celle de la France où règne une certaine stabilité des prix. Il nous semble plus indiqué de prendre en compte l'évolution des prix des principaux partenaires. Dans la présente étude nous avons tenu compte des dix principaux partenaires du Bénin.

4. LE COMMERCE EXTÉRIEUR

La restructuration des prix relatifs induite par la dévaluation devrait en principe aider à la résorption du déficit commercial en relançant les exportations et en réduisant les importations. Les deux déterminants de ce mécanisme de retour à l'équilibre sont les élasticités de la demande nationale d'importation et de la demande étrangère d'exportation. Ainsi, le « Théorème des élasticités critiques », formulé par Marshall et Lerner, énonce que le changement de parité améliore la balance commerciale en monnaie locale que si la somme des élasticités des demandes d'importation et d'exportation est supérieure à 1. La plupart des études¹⁹ montrent que les volumes d'exportations et d'importations sont très inélastiques. On ne peut donc espérer une amélioration du solde commercial que sous l'effet-revenu.

Après la dévaluation du FCFA, le déficit commercial du Bénin s'est renforcé de 35 % en 1994 et ce, malgré une croissance des exportations plus forte que celle des importations (76 % contre 48 %). Cette dégradation de la balance commerciale est imputable au fait que l'effet-prix du changement de parité, maximal en 1994, n'a pu être compensé par la modification des quantités échangées. Le volume des importations n'a accusé qu'une légère baisse de 14 %, tandis que les quantités exportées ont crû de 45 %. L'expansion du volume

¹⁹ Voir, par exemple, Assidon et Jacquemot (1998).

d'exportation a porté, entre autres, sur les produits alimentaires (26 %) et les produits manufacturés²⁰ (30 %); ces deux postes représentent à eux seuls 93 % du total des exportations. On ne peut imputer à la seule modification du taux de change l'évolution des volumes échangés en 1994, car les effets-quantités d'une dévaluation sont plus ou moins longs à intervenir.

En 1995, le déficit du commerce extérieur a persisté et s'est creusé de 54 %, passant de 148,6 milliards de FCFA à 229,3 milliards d'une année à l'autre. Cette aggravation du déficit s'explique par le recul des exportations en valeur (-10 %) et la vigoureuse croissance des importations (+30 %). Deux ans après le choc monétaire, les effets-quantités sont encore loin de ceux escomptés. En effet, alors que le volume des exportations a chuté de 23 %, celui des importations s'est accru de 21 %.

Le tableau 5 rapporte les taux de croissance des quantités échangées par catégorie de produits. Du côté des importations, la plupart des biens importés ont connu de fortes augmentations de volume en 1995 : produits chimiques (212 %), produits manufacturés (144 %), machines et matériels de transport (33 %), boissons et tabacs (22 %). La solide progression de ces quatre postes, représentant environ 68 % des importations, s'explique par la conjonction de deux facteurs. D'abord, l'afflux de l'aide extérieure qui

²⁰

Ce poste comprend le coton fibre et l'huile de palme qui sont les deux principaux produits d'exportation du Bénin.

a accompagné la dévaluation et le rapatriement des capitaux qui avaient fui le pays ont favorisé une relance de l'activité économique. Celle-ci a créé une nouvelle demande d'importations en intrants et biens d'équipement. Ensuite, la demande interne du Nigéria a dû exercer, comme c'est souvent le cas, une pression à la hausse sur les importations béninoises. On estime que « le secteur informel réexporte environ 70 % du volume des importations vers les pays voisins, notamment le Nigéria »²¹. Ces courants d'échanges parallèles n'apparaissent pas dans les statistiques officielles.

L'évolution des importations d'énergies et de produits alimentaires mérite qu'on s'y attarde. Le poste « Énergies » représente une part très insignifiante des importations, 0,1 % en 1993. Les importations officielles d'énergies ne traduisent pas du tout la forte dépendance énergétique du Bénin. Les besoins énergétiques de ce dernier sont presque entièrement satisfaits par le florissant commerce informel avec le Nigéria. En 1994, la pénurie du pétrole au Nigéria a fait grimper les importations officielles de 449 %, tandis que le rétablissement progressif de la situation dans ce même pays les a fait chuter de 87 % en 1995. Quant à la baisse du volume des importations alimentaires (-28 %), elle est imputable, d'une part, au comportement de substitution des ménages et, d'autre part, à l'état de la conjoncture au Nigéria. Selon la FAO (1995), 43 % des produits alimentaires importés sont réexportés vers le Nigéria.

²¹ *Marchés Tropicaux*, no 2560 du 21 décembre 1994.

Comme en témoignent les données de 1995, la dévaluation n'a pas non plus réussi à stimuler les exportations. En dehors des produits manufacturés qui ont presque stagné en 1995 (-0,4 %), tous les autres postes enregistrent des baisses sensibles de volume : machines et matériels de transport (-56 %), produits chimiques (-41 %), boissons et tabacs (-22 %), produits alimentaires (-19 %). Deux raisons expliquent cette tendance des exportations. Premièrement, pour les deux principaux produits d'exportation, le coton fibre et l'huile de palme, leurs demandes dépendent essentiellement de la conjoncture économique dans les pays importateurs. Deuxièmement, étant donné la lenteur de l'ajustement de l'offre interne, les exportations se trouvent pénalisées par la nouvelle demande locale découlant, d'une part, de la substitution des produits locaux aux biens importés et, d'autre part, de l'afflux des capitaux extérieurs.

La dévaluation a modifié quelque peu la structure du commerce extérieur par groupe de produits. Du côté des exportations, le poids des produits alimentaires est passé de 17 % en 1993 à 12,8 % en 1995. Ce recul a profité aux biens manufacturés, 76,1 % en 1993 contre 82 % en 1995. En ce qui concerne les importations, le poids des produits chimiques passe de 7,9 % à 17,2 %; en revanche, on note une chute significative de la part des produits alimentaires, 37,6 % en 1993 contre 26 % en 1995.

Somme toute, deux ans après la modification du taux de change, force est de constater que la balance commerciale se retrouve toujours

dans la partie descendante de la courbe en J et ce, non seulement à cause de la dynamique habituelle (effets-quantités précédés d'effets-prix), mais surtout du fait des effets-quantités contraires à ceux auxquels on s'attend après une dévaluation. Ces résultats amènent à s'interroger sur l'impact de la dévaluation sur la production agricole qui constitue l'essentiel des exportations.

5. LA PRODUCTION AGRICOLE

La relance de la production agricole figure en bonne place dans les objectifs poursuivis par l'ajustement monétaire. Car, outre ses effets d'entraînement sur le reste de l'économie, l'agriculture contribue le mieux au PIB (37 %) et domine à plus de 90 % les exportations. Elle représente le secteur le plus dynamique, enregistrant un taux annuel de croissance de 8,6 % ces cinq dernières années²².

Les études menées en 1994-1995 par le PNUD²³ montrent que la dévaluation a eu un certain impact sur l'agriculture. Dans 43 % des citations, les ménages ruraux ont estimé que la dévaluation a amélioré la rentabilité des cultures vivrières, mais la production n'a augmenté que dans 29 % des citations; quant aux cultures de rente, leur rentabilité se trouve améliorée dans 52 % des cas et la production s'est accrue dans environ 45 % des cas.

²² Durant la même période, le taux de croissance du PIB se situait légèrement au-dessus de 3 %.

²³ PNUD-MDRAC, ECVR 1994-1995, Bénin.

Parmi les cultures de rente, le coton occupe une place de choix. En effet, avec 3 % du marché mondial, le Bénin est le premier producteur de coton de l'Afrique de l'Ouest. Ce produit représente la première source de devises du pays avec 77 % de la valeur totale des exportations²⁴. La campagne cotonnière 1993-1994 a atteint une production record d'environ 277 000 tonnes. On prévoit un nouveau sommet de production (350 000 tonnes) pour 1995-1996. Puisque le coton a, sur le plan agronomique, un temps de réponse rapide, sa production a dû bien réagir à l'augmentation du prix d'achat (73 %) induite par la dévaluation. Par le passé, la bonne réaction de l'offre au prix avait entraîné, en quatre ans, le doublement des surfaces de culture.

Par ailleurs, la production du coton ayant un contenu en intrants importés se situant entre 20 et 25 %, on pourrait craindre que le renchérissement des importations refroidisse l'ardeur des producteurs. Tel n'a pas été le cas. Bien que le prix de l'engrais soit multiplié par deux, leurs importations ont presque doublé en volume, passant de 34 000 tonnes en 1993 à 62 000 tonnes en 1995.

Contrairement à l'offre du coton, celles des autres produits agricoles n'ont pas bien réagi à l'amélioration des incitations par le prix. Les raisons de cette situation résident dans des facteurs autres que les prix. Comme le souligne Chhibber (1988, p. 47) : « *Dans de nombreux pays à faible revenu, la croissance de l'offre de produits agricoles est entravée par la précarité des routes et des transports, par l'inefficacité*

²⁴

La deuxième source de devises est l'huile de palme, avec 0,4% des recettes d'exportation.

des services de recherche et de vulgarisation peu dynamiques, par l'insuffisance de l'approvisionnement en eau et en électricité et enfin, par la mauvaise qualité des services éducatifs et de santé ».

Au Bénin, une multitude de zones agricoles demeurent enclavées. Pour faciliter les communications, il faudra réhabiliter plus de 9 000 km de voies de desserte rurales²⁵. La plupart des zones rurales souffrent d'une insuffisance d'infrastructures de base. Les enquêtes conduites par la FAO (1995) ont révélé que, dans le contexte post-dévaluation, les préoccupations des producteurs agricoles tiennent surtout à l'organisation de la distribution des produits sur les marchés et à l'amélioration des procédés de transformation. La récente table ronde sur le développement du secteur agricole au Bénin propose des actions à entreprendre pour éliminer à terme ces contraintes. A l'issue de cette table ronde, un plan d'un coût global de 110,5 milliards FCFA a été adopté, qui vise entre autres l'appui aux institutions du secteur rural et la construction d'infrastructures rurales.

La dévaluation du FCFA a créé un intérêt pour des filières agricoles autres que les produits traditionnels. On a pu identifier une vingtaine de filières dont la compétitivité se trouve nettement améliorée. Ainsi, dans quelques années, le changement de parité aura eu un impact significatif sur la diversification de l'agriculture béninoise.

²⁵ *Marchés Tropicaux*, no 2611 du 24 novembre 1995.

6. CONCLUSION

L'ajustement réel comme solution à la crise économique et financière a rapidement atteint ses limites au Bénin, d'où l'inévitable recours à l'ajustement monétaire. La dévaluation du FCFA intervenue le 11 janvier 1994 visait trois objectifs principaux : la restauration de la compétitivité externe de l'économie béninoise, le redressement de la balance commerciale et la relance de la production agricole.

Pour que la dévaluation nominale se traduise en une dépréciation réelle, il a fallu mettre en oeuvre des mesures de stabilisation anti-inflationnistes. Le taux d'inflation est passé de 54,3 % en 1994 à 2,35 % en 1995.

L'inflation est restée très modérée au cours du premier semestre de 1996 et les anticipations inflationnistes ont nettement reculé. En maîtrisant l'inflation, le Bénin a pu tirer parti de la dévaluation, puisque sa compétitivité externe a été relancée. Comme le montre l'évolution de l'IED, seulement 40 % de la dépréciation réelle ont été annihilés en deux ans et demi.

En dépit des gains en termes de compétitivité-prix, le déficit commercial a persisté. Il a plus que doublé en deux ans. Cette évolution inquiétante du solde commercial tient surtout aux effets-quantités qui étaient loin de ceux escomptés.

La correction du taux de change n'a eu, jusqu'à présent, que de faibles répercussions sur l'ensemble de la production agricole. Hormis le coton, l'offre des autres produits agricoles n'a pas bien réagi aux restructurations des prix relatifs. Cette absence de réponse de l'offre est imputable à certains goulets d'étranglement (manque d'infrastructures et de services collectifs, problèmes d'organisation, etc.).

Au total, les résultats de la dévaluation du FCFA semblent très mitigés. Il est à espérer qu'à long terme les effets attendus sur la diversification de la production agricole se manifestent pleinement.

BIBLIOGRAPHIE

- Cellule Macroéconomique (1992), *Rapport sur l'état de l'économie béninoise*, Présidence de la République, Cotonou.
- Chhibber, A. (1988), « Croissance de la production agricole : incidence des prix et des autres facteurs », *Finances et Développement*, juin, 44-47.
- Cogneau, D., J. Herrera et F. Roubaud (1996), « La dévaluation du franc CFA au Cameroun : bilan et perspectives », *Économies et Sociétés* 1, 169-203.
- Conte, B. (1995), « Éléments d'analyse de l'efficacité de la dévaluation du franc CFA », DT/7/1995, Université Montesquieu-Bordeaux IV.
- Edwards, S. (1989), *Real Exchange, Devaluation and Adjustment*, MIT Press, Cambridge.
- FAO (1995), *Analyse de l'impact de la dévaluation du franc CFA sur la production agricole et la sécurité alimentaire et propositions d'action*, FAO, Cotonou.

Gwénola, D. (1994), *La dévaluation du FCFA dans les pays africains de la zone franc*, DIAL, Paris.

INSAE (1994), *Comptes nationaux du Bénin*, INSAE, Cotonou.

INSAE (1996), *Statistiques sur les prix, 1993-1996*, INSAE, Cotonou.

INSAE (1995), *Statistiques sur le commerce extérieur, 1993-1995*, INSAE, Cotonou.

Jacquemot, P. et E. Assidon (1988), *Politiques de changes et ajustement en Afrique*, ministère de la Coopération et du Développement, Paris.

Leenhardt, B. (1994), « La hausse des prix en zone franc, quatre mois après la dévaluation », mimeo, Paris.

Marchés Tropicaux (1994), no 2514, 24 janvier.

Marchés Tropicaux (1994), no 2560, 21 décembre.

Marchés Tropicaux (1995), no 2611, 24 novembre.

PNUD (1995), *Études sur les conditions de vie des ménages ruraux, 1994-1995*, PNUD, Cotonou.

World Bank (1996), *Price Prospects for Major Commodities*, World Bank, Washington, D.C.

World Bank (1996), *World Debt Tables, Volume 2, Country Tables*, World Bank, Washington, D.C.

Fig1: Prix international du coton en dollar constant de 1990

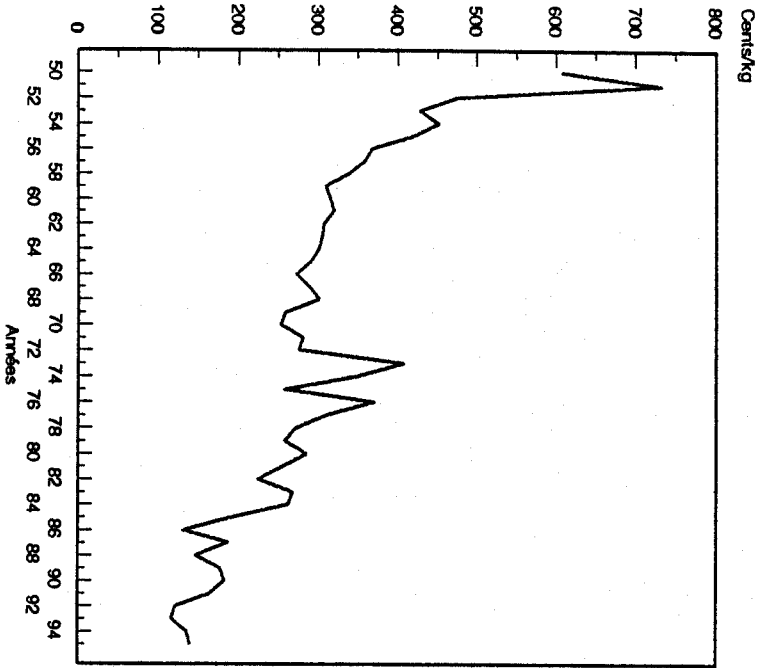


Fig2: Prix international de l'huile de palme en dollar constant de 1990

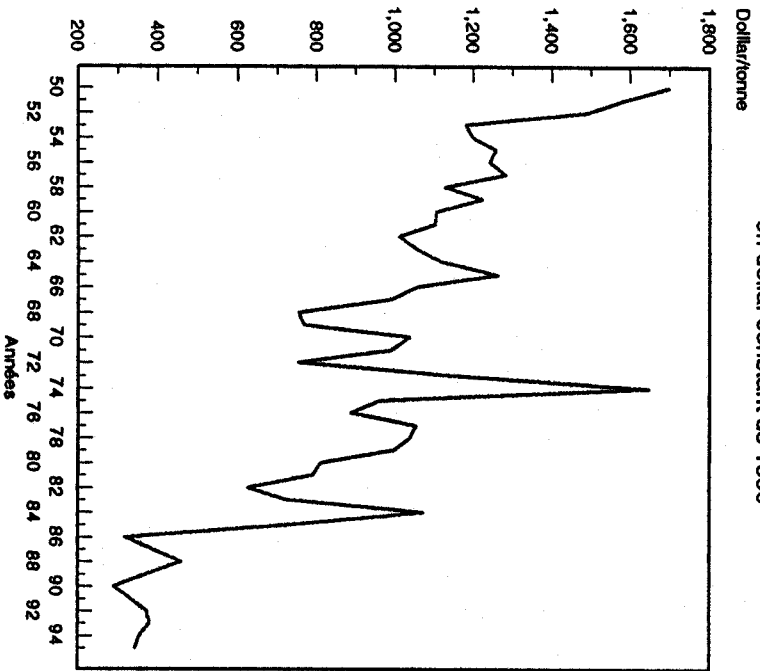


Fig3: Crédit intérieur réel
en fca de dec. 91

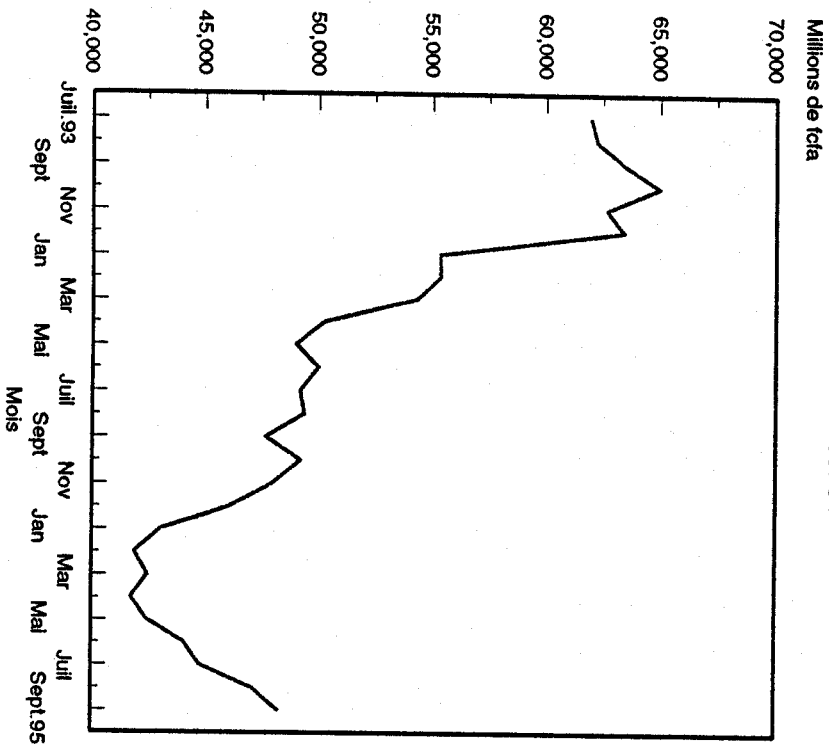


Fig4: Indices de prix à la consommation
Base 100 Décembre 1991

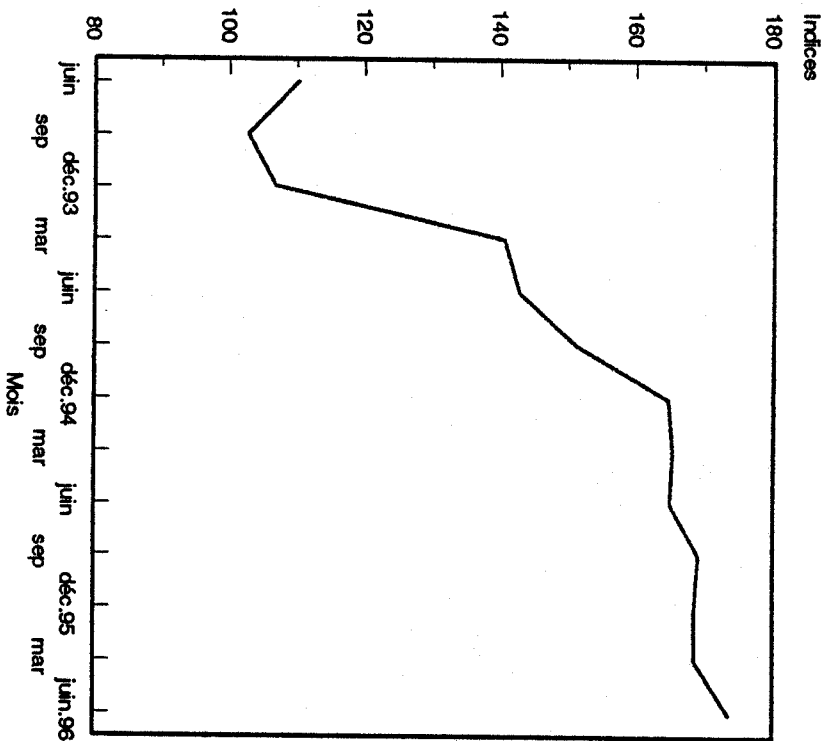


Fig5: Indices de prix à la consommation
par type de produit
Base 100 Déc 1991

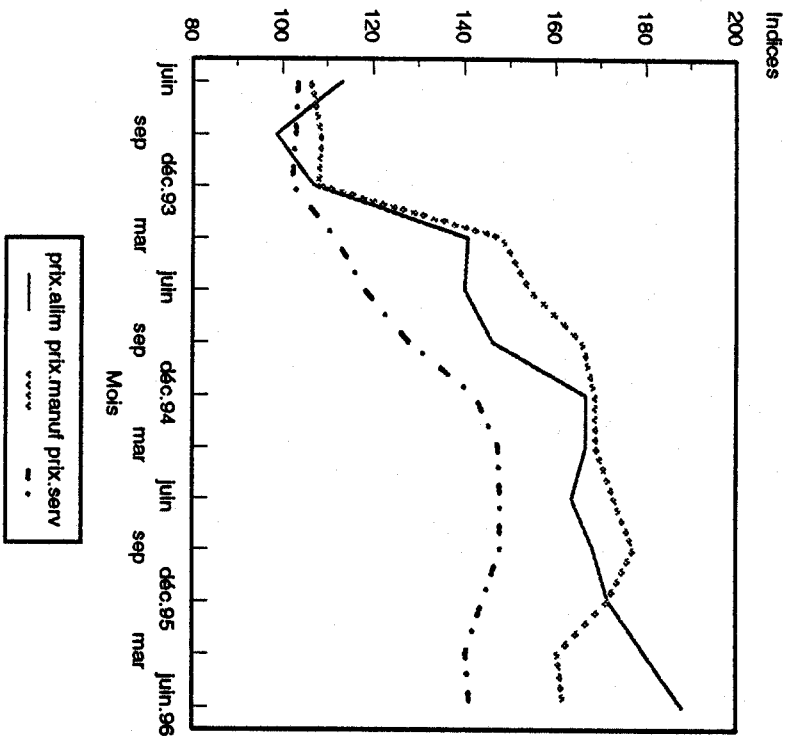


Fig6: Indices de prix à la consommation
par origine du produit
Base 100 Déc 1991

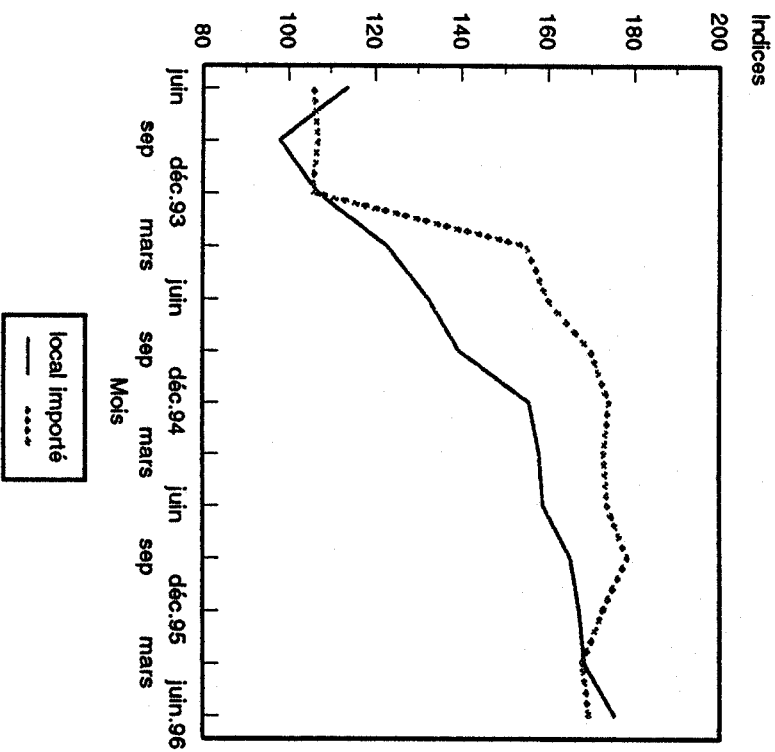


Fig7: Balance Commerciale en Valeur
Millions de fcia

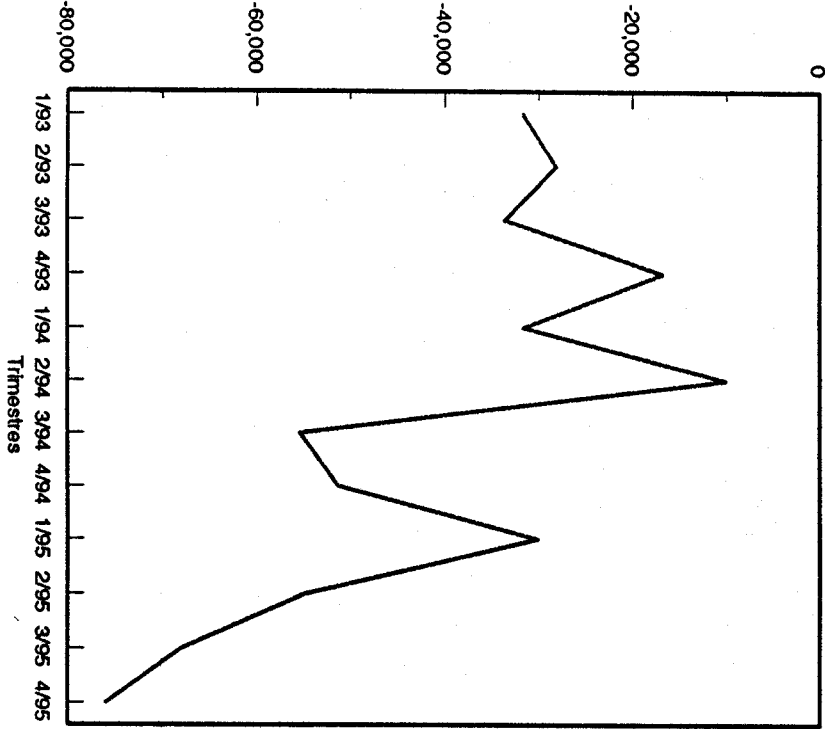


Fig8: Balance Commerciale en Volume
Tonnes

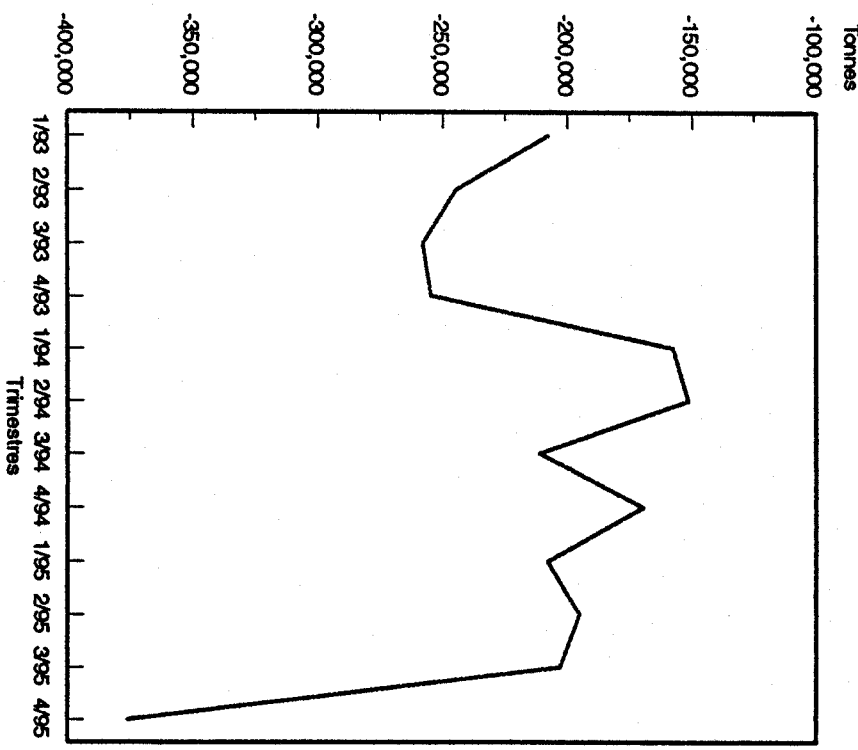


Fig9: Commerce extérieur en valeur

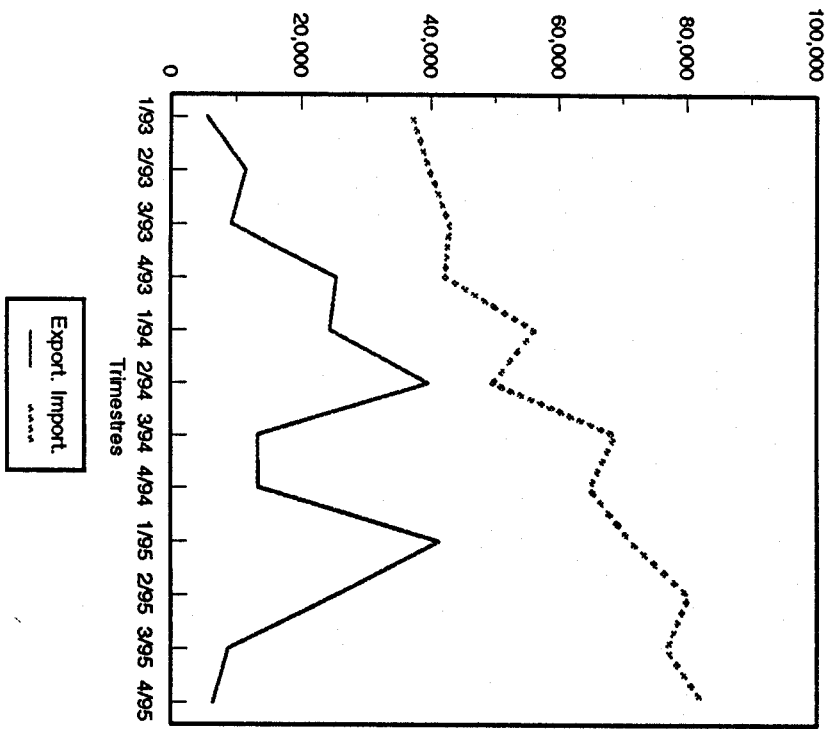


Fig10: Commerce extérieur en volume

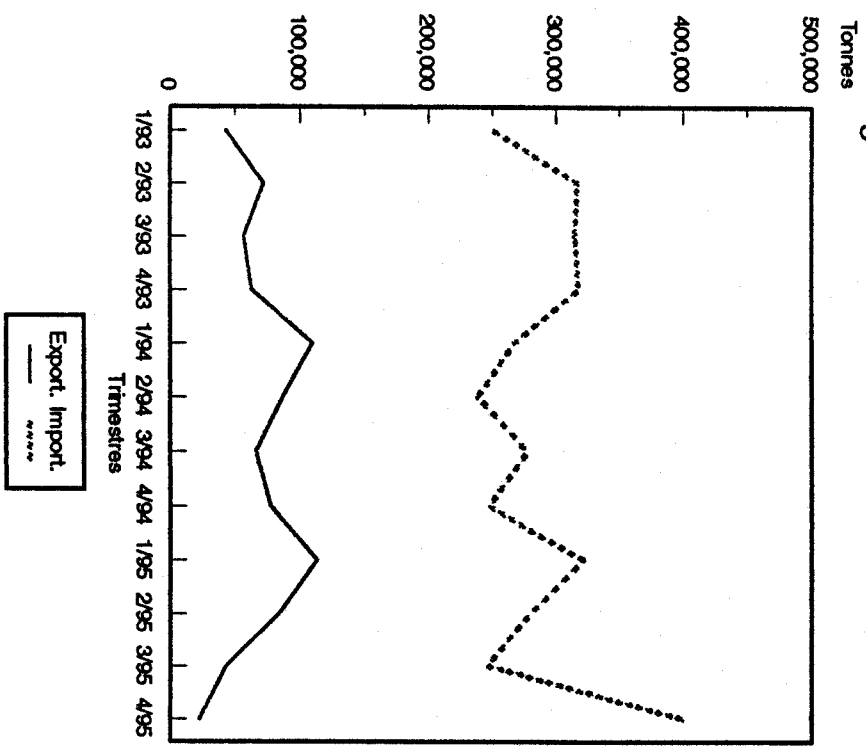


Fig11: Commerce extérieur en valeur de produits alimentaires

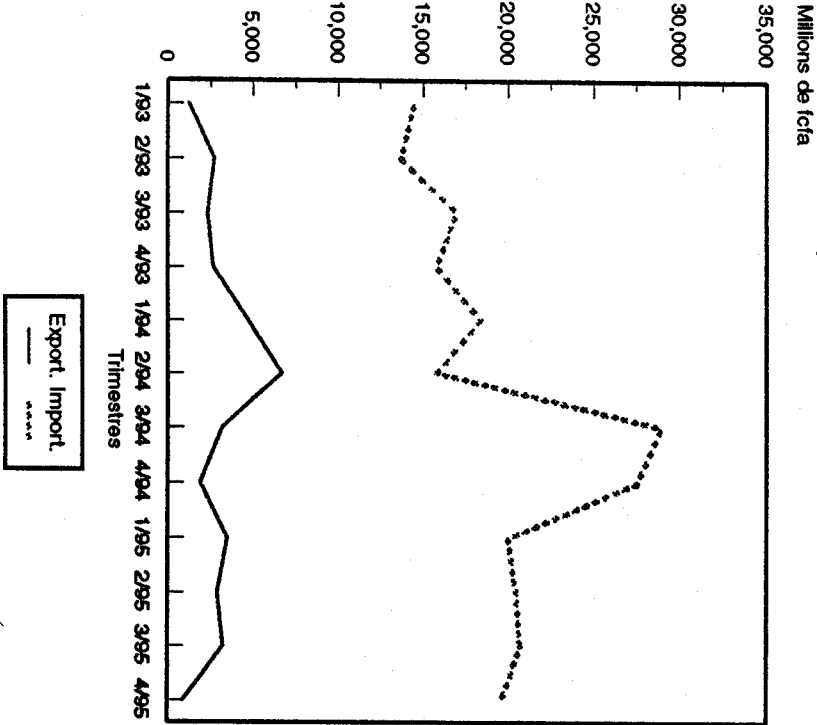


Fig12: Commerce extérieur en volume de produits alimentaires

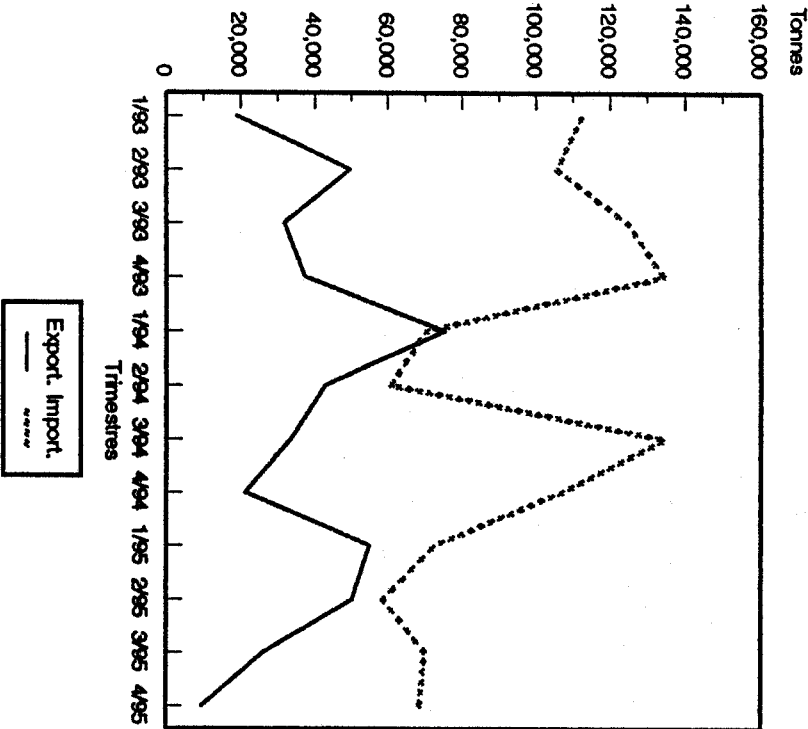


Fig13: Commerce extérieur en valeur de produits énergétiques

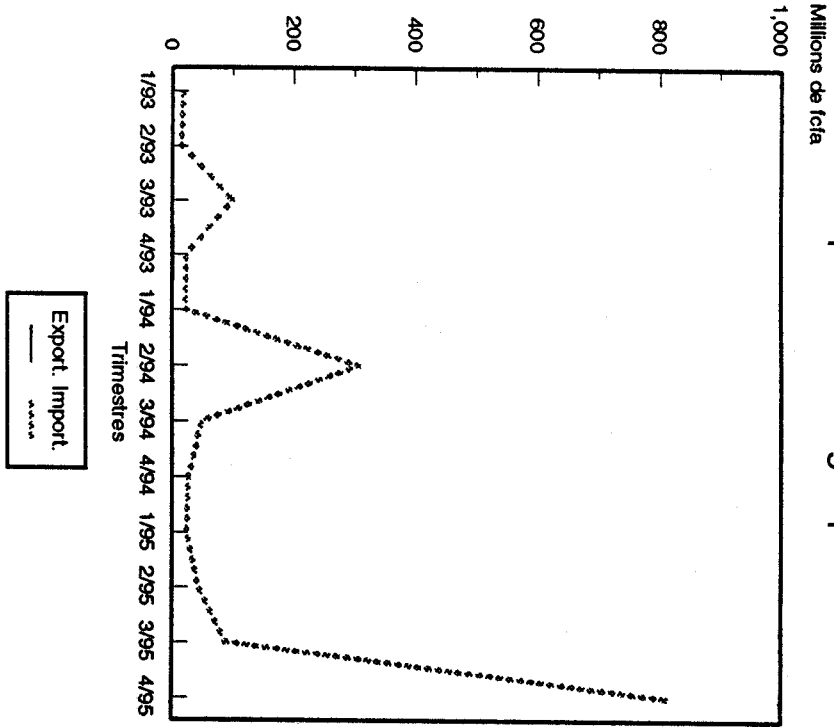


Fig14: Commerce extérieur en volume de produits énergétiques

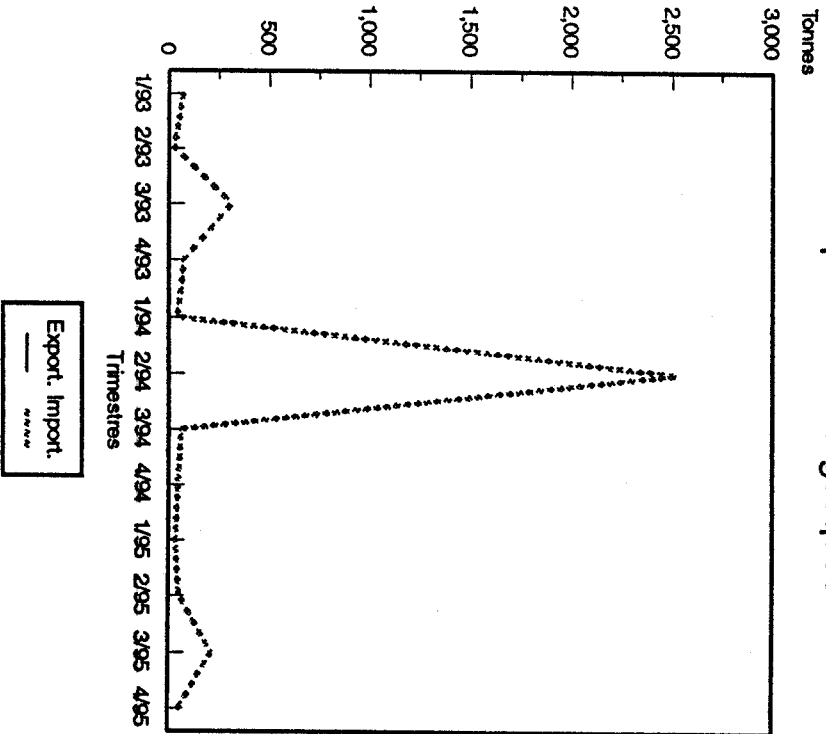


Fig15: Commerce extérieur en valeur des produits "boissons et tabacs"

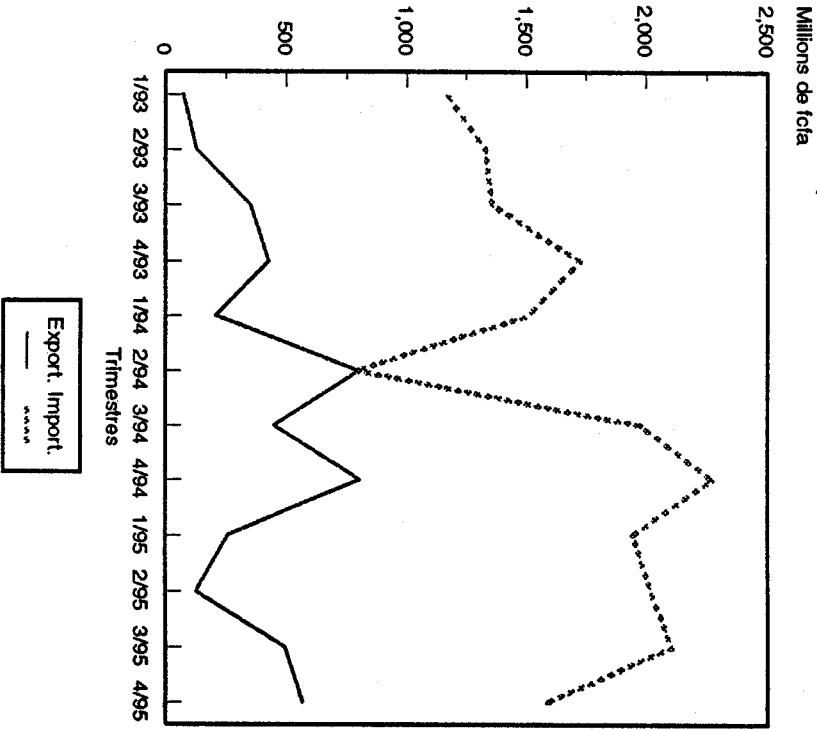


Fig16: Commerce extérieur en volume des produits "boissons et tabacs"

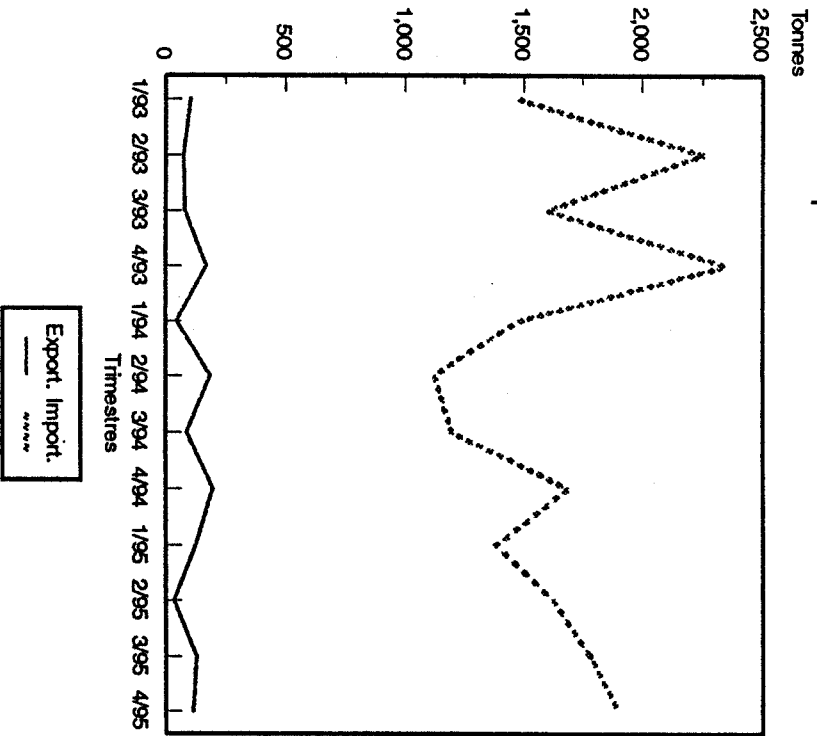


Fig17: Commerce extérieur en valeur de produits chimiques

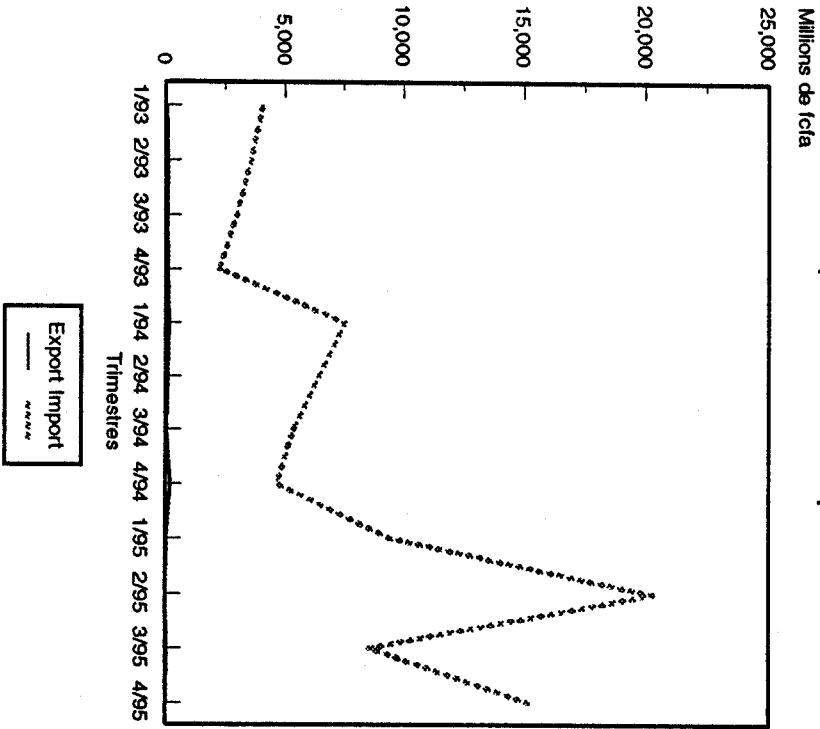


Fig18: Commerce extérieur en volume de produits chimiques

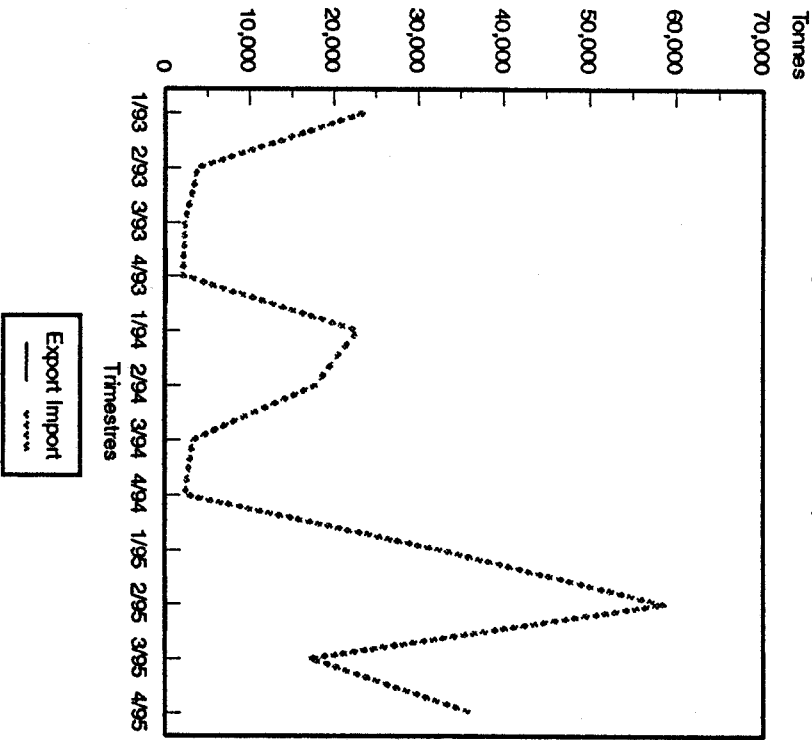


Fig19 : Commerce extérieur en valeur de machines et matériels de transport

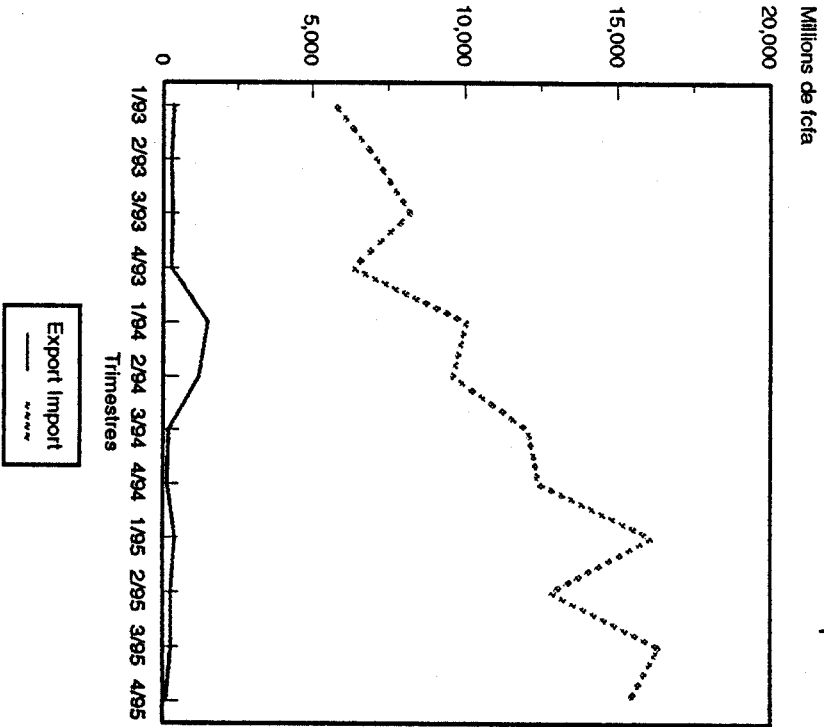


Fig20 : Commerce extérieur en volume de machines et matériels de transport

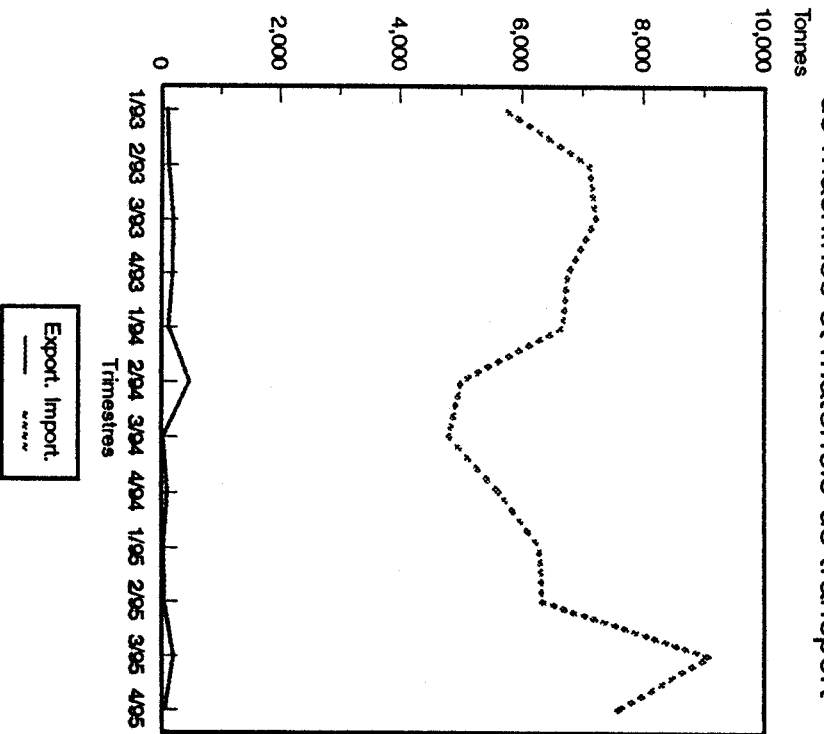


Fig21 : Commerce extérieur en valeur
de produits manufacturés

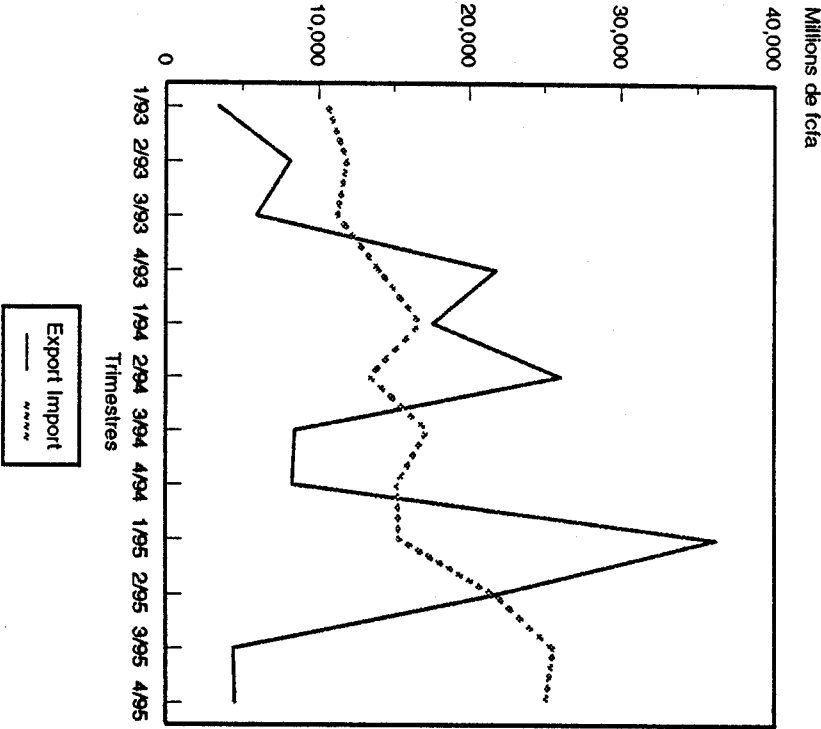


Fig22 : Commerce extérieur en volume
de produits manufacturés

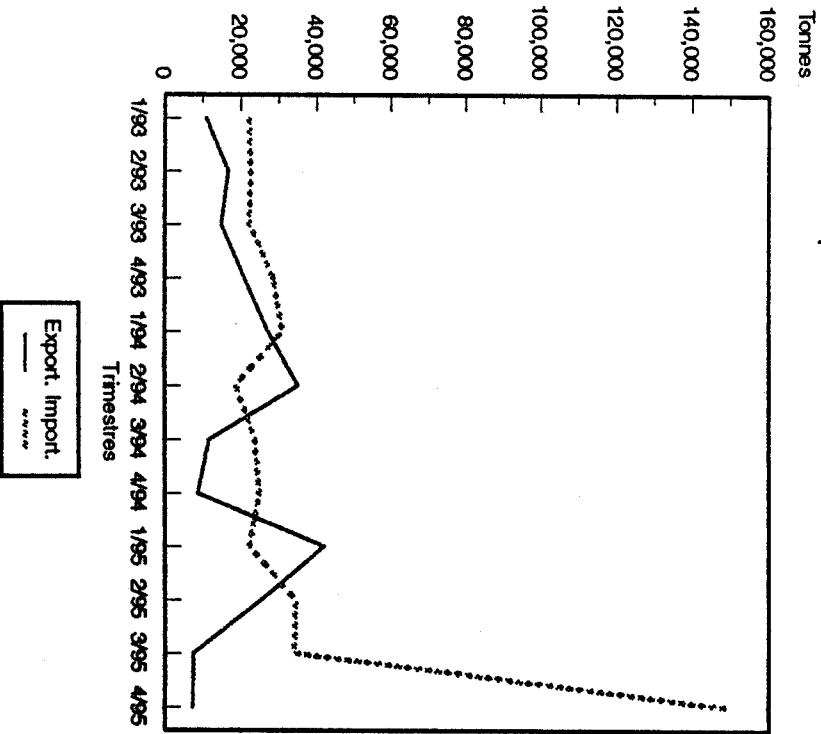


Fig23 : INDICE D'EFFECTIVITÉ DE LA DÉVALUATION

base 100 Décembre 1993

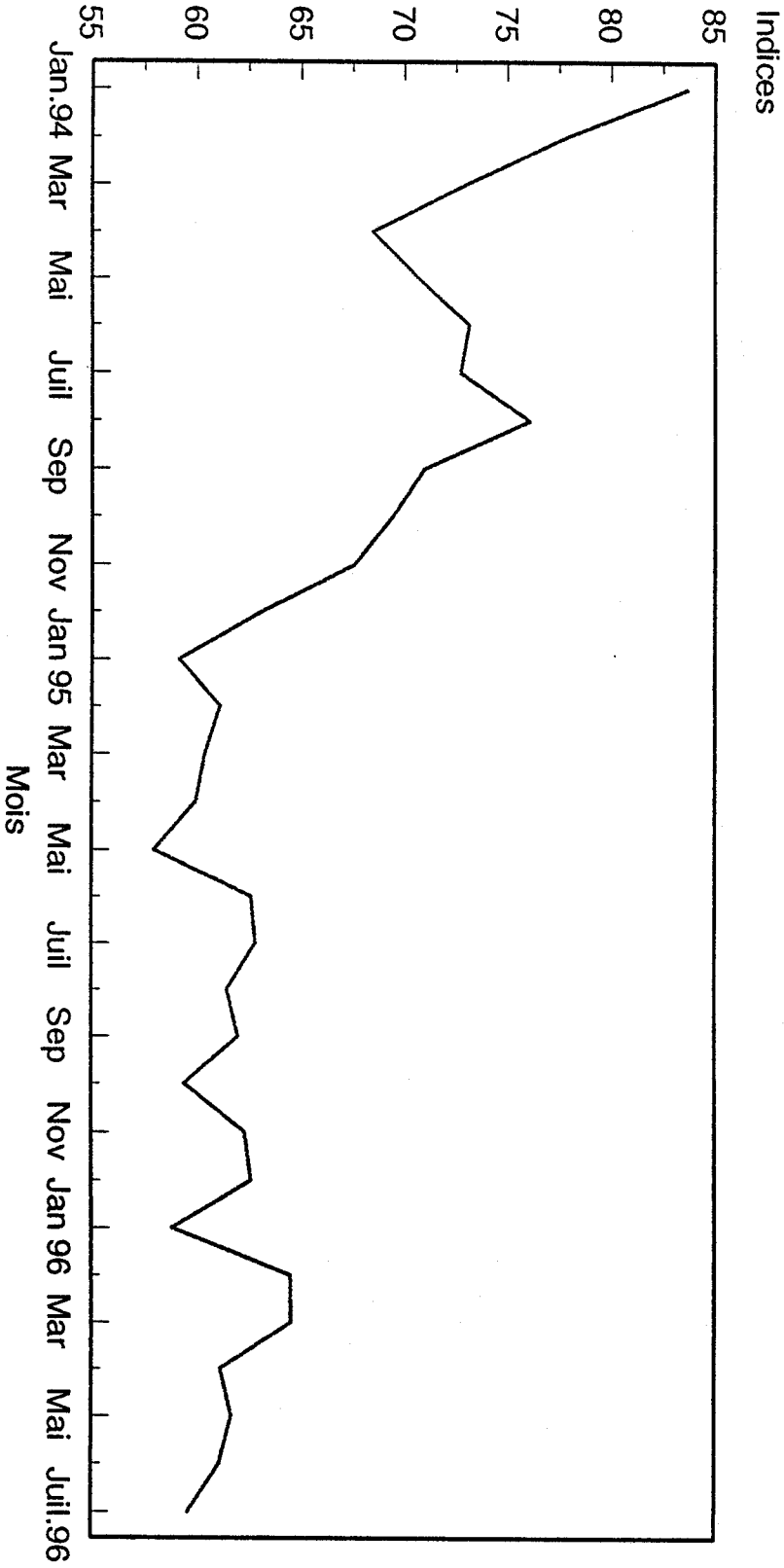


TABLEAU 1
PRINCIPAUX PARTENAIRES COMMERCIAUX DU BÉNIN :
PART DANS LES EXPORTATIONS ET TAUX D'INFLATION

PAYS	PART DANS EXPORT.	TAUX D'INFL.
1. PORTUGAL	20 %	4 %
2. MAROC	17 %	6 %
3. NIGÉRIA	14 %	77 %
4. FRANCE	13 %	1 %
5. ITALIE	8 %	4 %
6. INDONÉSIE	8 %	9 %
7. ESPAGNE	7 %	4 %
8. THAÏLANDE	6 %	6 %
9. INDE	4 %	9 %
10. AFRIQUE DU SUD	3 %	10 %

TABLEAU 2
INDICE D'EFFECTIVITÉ DE LA DÉVALUATION (IED) DÉCEMBRE
1993 : BASE 100

	1994	1995	1996
JANVIER	83,6	59,1	58,8
FÉVRIER	77,8	61,1	64,5
MARS	73,0	60,4	64,5
AVRIL	68,4	60,0	61,1
MAI	70,7	58,0	61,6
JUIN	73,1	62,6	61,1
JUILLET	72,7	62,8	59,6
AOÛT	76,1	61,4	
SEPTEMBRE	70,9	62,0	
OCTOBRE	69,5	59,4	
NOVEMBRE	67,6	62,3	
DÉCEMBRE	63,1	62,6	

TABLEAU 3
STRUCTURE DU COMMERCE EXTÉRIEUR

	EXPORTATIONS		IMPORTATIONS	
	1993	1995	1993	1995
1. ÉNERGIES	0,0 %	0,0 %	0,1 %	0,3 %
2. PRODUITS ALIMENTAIRES	17,0 %	12,8 %	37,6 %	26,0 %
3. BOISSONS ET TABACS	1,9 %	1,8 %	3,4 %	2,5 %
4. PRODUITS CHIMIQUES	0,6 %	0,2 %	7,9 %	17,2 %
5. MACHINES ET MATÉR.	2,3 %	1,3 %	17,0 %	19,5 %
6. PRODUITS MANUFACT.	76,1 %	82,0 %	29,5 %	28,2 %
7. AUTRES	2,1 %	1,9 %	4,5 %	6,3 %
ENSEMBLE	100 %	100 %	100 %	100 %

TABLEAU 4
CROISSANCE DU COMMERCE EXTÉRIEUR EN VALEUR

TAUX DE CROISSANCE	1994-1993	1995-1994
- EXPORTATIONS	76 %	-10 %
- ÉNERGIES	0 %	0 %
- PRODUITS ALIMENTAIRES	84 %	-36 %
- BOISSONS ET TABACS	131 %	-36 %
- PRODUITS CHIMIQUES	63 %	-68 %
- MACHINES ET MATÉR.	152 %	-65 %
- PRODUITS MANUFACT.	54 %	-11 %
- IMPORTATIONS	48 %	30 %
- ÉNERGIES	160 %	138 %
- PRODUITS ALIMENTAIRES	49 %	-11 %
- BOISSONS ET TABACS	17 %	17 %
- PRODUITS CHIMIQUES	86 %	123 %
- MACHINES ET MATÉR.	61 %	37 %
- PRODUITS MANUFACT.	31 %	40 %
- DÉFICIT COMMERCIAL	35 %	54 %

TABLEAU 5
CROISSANCE DU COMMERCE EXTÉRIEUR EN VOLUME

TAUX DE CROISSANCE	1994-1993	1995-1994
- EXPORTATIONS	45 %	-23 %
- ÉNERGIES	0 %	0 %
- PRODUITS ALIMENTAIRES	26 %	-19 %
- BOISSONS ET TABACS	20 %	-22 %
- PRODUITS CHIMIQUES	-25 %	-41 %
- MACHINES ET MATÉR.	23 %	-56 %
- PRODUITS MANUFACT.	30 %	-0,4 %
- IMPORTATIONS	-14 %	21 %
- ÉNERGIES	449 %	-87 %
- PRODUITS ALIMENTAIRES	-22 %	-28 %
- BOISSONS ET TABACS	-28 %	22 %
- PRODUITS CHIMIQUES	45 %	212 %
- MACHINES ET MATÉR.	-17 %	33 %
- PRODUITS MANUFACT.	3 %	144 %

ESSAI 3

CHAPITRE 2

RIGIDITÉ NOMINALE, DÉVALUATION ET ÉQUILIBRE GÉNÉRAL
INTERTEMPOREL

1 INTRODUCTION

La dévaluation nominale représente une composante principale des programmes d'ajustement structurel et de stabilisation. Les conséquences économiques d'un changement de parité sont complexes. Cette complexité explique en partie les controverses qui entourent cet instrument de politique économique. Selon le courant traditionnel, la dévaluation peut avoir un effet expansionniste sur l'économie s'il existe des ressources inutilisées; en cas de plein-emploi ou d'absence de rigidité nominale, elle ne génère qu'une hausse des prix. Sous l'influence de Krugman et Taylor (1978), les théoriciens structuralistes ont attiré l'attention sur la contraction économique qui pourrait suivre une modification du taux de change¹. Parmi d'autres, Taylor (1983), Katseli (1983), Van Wijnbergen (1986) soutiennent que l'effet récessif de la dévaluation est le résultat le plus probable dans les pays sous-développés. Plusieurs raisons expliqueraient cette contraction de l'activité économique. Les unes sont liées à la demande des agents, les autres à l'offre des firmes. Premièrement, en provoquant une hausse des prix, la dévaluation réduit les encaisses réelles et partant la demande globale. Deuxièmement, une redistribution des revenus au profit des groupes à forte propension marginale à épargner, peut avoir un impact négatif sur la demande. Troisièmement, si les élasticités-prix de la demande intérieure d'importation et de la demande étrangère

¹ Pour une synthèse sur la dévaluation contractionniste, voir LIZONDO et MONTIEL (1989).

d'exportation sont faibles, la dépréciation du taux de change nominal renforce le déficit du commerce extérieur, provoquant ainsi une récession. Enfin, en renchérissant le prix des biens intermédiaires importés, la dévaluation peut causer un déclin de l'offre.

Eu égard à la divergence des conclusions théoriques, des travaux empiriques ont été entrepris². Killick et al. (1992), après analyse de 266 programmes d'ajustement (incluant la dévaluation comme mesure), concluent que ceux-ci ont eu un impact négligeable sur l'output à court terme. L'étude de Kamin (1988) compare un groupe de pays témoin à un échantillon de 90 pays ayant subi une dévaluation. Il résulte de cette comparaison que la contraction de l'activité économique ne peut être imputable au changement du taux de change. En utilisant la même approche, Edwards (1989) arrive à un résultat similaire pour des pays d'Amérique Latine. À l'aide d'analyses économétriques permettant d'isoler l'impact des autres variables de politique économique, Khan (1990) et Doroodian (1993) montrent que le changement de parité exerce un effet dépressif sur la croissance économique.

D'autres auteurs trouvent des résultats mitigés en recourant aux méthodes de simulation macroéconomiques. Par exemple, Gylfason et Schmid (1983) construisent un modèle structurel log-linéaire d'une petite économie ouverte dans lequel la dévaluation exerce un effet expansionniste par la demande et un effet récessif par le biais du coût des biens intermédiaires importés. La simulation du modèle sur un

² Notre résumé de ces études est fortement inspiré de Edwards (1989) et Agénor et Montiel (1996).

échantillon de 10 pays permet aux auteurs de conclure à l'impact positif de la dévaluation dans 8 pays sur 10. Des conclusions similaires sont obtenues par Gylfason et Radetzki (1991) dans un modèle keynésien qui met en exergue le rôle de l'indexation du salaire comme canal de transmission de la modification de parité. Les travaux de Khan et Knight (1985) montrent qu'une dévaluation de 10 % accroîtrait le PIB de 1.1 %. À partir d'un modèle macroéconomique très simple l'étude de Kamas (1992) indique que l'effet récessif de la dévaluation tient entre autres à la forte indexation des salaires et à la faiblesse de l'élasticité de substitution entre inputs importés et valeur ajoutée. À l'aide d'un modèle à la Krugman et Taylor (1978), Kamin (1995) souligne le rôle du marché noir des devises qui tempère l'impact négatif de la dévaluation nominale. Pour examiner les effets de court terme de la dévaluation de 50 % du franc CFA sur l'activité économique de la Côte-d'Ivoire, Bourguignon et al. (1995) utilisent un modèle d'équilibre général qui prend en compte le marché monétaire. Ces auteurs estiment qu'au bout de deux à trois ans, la hausse du PIB due à la dévaluation serait de 4.8 %.

À l'instar de la plupart des travaux sur la dévaluation, les précédentes études comportent deux insuffisances majeures. D'abord, elles n'incorporent pas des comportements d'optimisation intertemporelle de la part des agents. Ensuite, elles réservent à l'investissement un traitement ad hoc. Comme en témoignent Edwards (1986), Soren (1991) et l'étude synthèse de Agénor et Montiel (1996),

les interactions entre choc de taux de change et accumulation du capital restent souvent inexplorées dans l'abondante littérature³.

Nous comblons ici ces insuffisances en mettant en exergue l'aspect souvent négligé, à savoir le rôle de l'accumulation du capital dans la propagation du choc de dévaluation. Tout en intégrant l'essentiel des traditionnels canaux de transmission du choc de taux de change, notre modèle se distingue par cinq caractéristiques fondamentales: le comportement intertemporel des agents, la simultanéité des décisions d'investissement et d'épargne, l'aspect multisectoriel, la prise en compte de la monnaie comme actif financier et le déséquilibre sur le marché du travail.

Premièrement, le modèle est "forward-looking" tant du point de vue des ménages que des firmes. Ainsi, les choix courants de consommation dépendent des anticipations sur les prix futurs, ce qui implique une substitution intertemporelle de la consommation. De même l'investissement réagit aux changements anticipés des profits futurs et des prix de l'output.

Deuxièmement, les décisions d'investissement et d'épargne sont simultanées et indépendantes. L'investissement ne joue plus un rôle passif comme dans les Modèles Calculables d'Équilibre Général(MCEG) statiques. Par un mécanisme endogène, l'épargne est allouée entre investissement et encaisses réelles.

³Soren(1991), Risager(1988), Kouri(1979) et Korkman(1978) font exception à cette règle. Ces quatre études utilisent des modèles très stylisés comprenant au plus deux secteurs. Seul le premier auteur a eu recours à l'optimisation intertemporelle des ménages et des firmes.

Troisièmement, en dépit de son aspect intertemporel, le modèle conserve la désagrégation sectorielle des MCEG, ce qui rend possibles les réallocations intersectorielles de ressources en réponse aux changements de prix relatifs⁴.

Quatrièmement, notre modèle s'inscrit dans le récent développement des MCEG élargis au secteur financier⁵. Les ménages peuvent conserver une partie de leur richesse sous forme de monnaie. Contrairement aux MCEG classiques, l'inclusion de la monnaie permet de déterminer le niveau absolu des prix, le taux d'inflation se trouve ainsi endogénéisé.

Enfin, nous incorporons dans le modèle une rigidité nominale. L'ajustement sur le marché du travail s'opère par les quantités du fait de l'inertie du salaire nominal. A chaque instant, le niveau d'emploi est déterminé par la demande de travail émanant des firmes. A l'opposé de Dissou et Decaluwé (1995) et Soren (1991) où le salaire nominal reste constant pendant une certaine période puis redevient flexible, nous supposons ici qu'il réagit à l'excès de demande de main-d'oeuvre. Dans notre modèle, cette dynamique du salaire nominal assure à long terme l'équilibre du marché du travail. En raison de leur comportement "forward looking", les firmes tiennent compte dans leurs choix

⁴ Pour d'autres exemples de modèles multisectoriels et intertemporels voir par exemple Mercenier (1994), GO (1994), Devaranjan et Go (1995), Dissou et Decaluwé (1995). Toutes ces études comme la nôtre s'inscrivent dans les tentatives de dynamiser les MCEG en recourant à l'optimisation intertemporelle avec anticipations rationnelles.

⁵ Voir par exemple Bourguignon et al. (1992) et Fargeix et al. (1994). Comme le notent bien Agénor et Montiel (1996), et Robinson (1991), dans la plupart des MCEG élargis au secteur financier, la dynamique, s'il en existe une, est souvent adaptative et myope.

d'investissement des hausses ou baisses futures du salaire avant que celles-ci ne se matérialisent.

Le modèle ainsi conçu sera calibré sur les données réelles du Bénin pour analyser les effets dynamiques de la récente dévaluation de 50 % du franc CFA intervenue en Janvier 1994⁶. Nos résultats montrent que ce choc monétaire a des effets expansionnistes sur l'économie du Bénin, avec un impact très limité sur le solde commercial et le déficit budgétaire. Nous avons également simulé les conséquences économiques d'une mesure d'accompagnement souvent évoquée dans les programmes d'ajustement structurel, à savoir la réduction du salaire des fonctionnaires. Nos simulations suggèrent que cette mesure améliore quelque peu les soldes budgétaire et commercial, mais au prix de l'enclenchement d'un processus récessif.

Le reste du chapitre est structuré comme suit. La section 2 décrit le modèle. Dans la section 3, nous discutons de la procédure de calibrage et de la méthode de résolution. La section 4 présente l'analyse des résultats de simulation. Enfin, nous concluons le chapitre dans la section 5.

⁶ À notre connaissance, il s'agit du premier modèle multisectoriel et intertemporel qui étudie cette question.

2. LE MODÈLE⁷

On considère une petite économie ouverte qui ne peut influencer les prix d'importation et d'exportation. Les agents n'ont pas accès au marché de capitaux. Cette hypothèse d'absence de mouvements de capitaux est courante dans les modèles appliqués aux pays en voie de développement (voir par exemple Bourguignon et al. (1995), Dissou et Decaluwé (1995) et Sen (1991)).

Le modèle comporte cinq types d'agents: les ménages, les firmes, le gouvernement, la banque centrale et le reste du monde. Dérivée d'une optimisation intertemporelle avec prévoyance parfaite, la consommation des ménages est une fonction de leur revenu permanent. Cette demande de consommation s'exprime sous forme de biens composites, agrégation de biens importés et domestiques.

En conformité avec la matrice de comptabilité sociale du Bénin, nous distinguons quatre branches de production: "Agriculture vivrière", "Cultures de rente", "Industrie", "Services". La pertinence de cette désagrégation repose d'une part sur le découpage classique de toute économie en trois secteurs(primaire, secondaire et tertiaire) et d'autre part sur la différence de comportement entre "cultures vivrières" et "Cultures industrielles". Alors que les produits vivriers sont

⁷ En général, les variables du modèle sont sous forme réelle. Les précisions nécessaires seront apportées chaque fois que ce n'est pas le cas. La variable réelle est égale à la variable nominale déflatée par le prix de la consommation agrégée.

essentiellement consommés sur place, les cultures industrielles(coton, café, cacao,...) s'exportent en l'état ou après transformation dans le secteur industriel.

Comme dans Bourguignon et al. (1995), tous les secteurs utilisent la même technologie caractérisée par une fonction Leontief pour les biens intermédiaires et une fonction Cobb-Douglas pour les facteurs primaires. Les firmes vendent leur production sur un marché concurrentiel. Leurs demandes de main-d'oeuvre sont toujours satisfaites au salaire prévalant sur le marché du travail. Contrairement au facteur travail, le capital physique une fois installé reste immobile entre les secteurs. Son niveau dépend des coûts d'ajustement et des décisions d'investissement des firmes.

Le modèle incorpore un secteur gouvernemental. La pertinence de choix se situe à deux niveaux. D'une part, nous voulons simuler une politique de réduction du salaire des fonctionnaires. D'autre part, au Bénin, le secteur public joue un rôle important puisqu'il occupe 55 % de la main-d'oeuvre et les dépenses gouvernementales représentent 15 % du PIB. On considère donc un gouvernement qui emploie des fonctionnaires, distribue des transferts et consomme des biens composites. Les dépenses gouvernementales ne génèrent aucune externalité, ce qui signifie qu'elles n'affectent ni l'utilité marginale des ménages ni les fonctions de production. L'État finance ses dépenses courantes par des taxes et des transferts publics étrangers. La Banque centrale quant à elle offre la monnaie aux ménages et assure le bon

fonctionnement du marché des changes. Puisque le taux de change est fixe, elle puise dans ses réserves autant qu'il est nécessaire pour satisfaire la contrainte extérieure. En faisant abstraction de tout crédit domestique, la variation des réserves sera toujours égale à la variation de la masse monétaire.

Dans les paragraphes qui suivent, nous donnons plus de détails sur le comportement de chaque agent.

2.1 - Le comportement des ménages

On considère un consommateur représentatif dont l'utilité découle de la consommation agrégée et des encaisses réelles. Le problème d'optimisation peut se décomposer en deux: dans un premier temps, on détermine les niveaux optimaux d'épargne et de dépenses de consommation à chaque période (optimisation intertemporelle); dans un second temps, la composition optimale du panier de consommation est déterminée par optimisation statique.

En prenant en compte les valeurs présentes et futures de tous les prix, les ménages choisissent la consommation agrégée (C_t) et l'encaisse réelle (hb_t) pour maximiser la somme actualisée des utilités présentes et futures:

$$\text{Max}_{C_t, hb_t} U_0 = \sum_0^{\infty} \left[\frac{1}{1+\rho} \right]^t u(C_t, hb_t) \quad (1)$$

s/c

$$F_{t+1} = (1+R_t)F_t + (1-t_w)(W_t \sum_{i=1}^4 L_{it} + WG_0 LG_0) \\ + TRG_t + e_t FTR_t - C_t - i_t hb_t \quad (2)$$

ρ désigne le taux d'escompte psychologique, R_t le taux d'intérêt réel moyen, t_w le taux de taxation des salaires, W_t le salaire réel dans le secteur privé⁸, WG_0 le salaire des fonctionnaires (LG_0) supposé exogène⁹, L_{it} la demande de travail dans la branche i , TRG_t les transferts nets (exogènes) du gouvernement vers les ménages, FTR_t les transferts exogènes du reste du monde vers les ménages, i_t le taux d'intérêt nominal, e_t le taux de change réel. F_t est la richesse financière réelle¹⁰ des ménages, composée de la valeur des firmes ($\sum_{i=1}^4 V_{it}$) et des

⁸ le taux de salaire est le même pour tous les secteurs du fait de la mobilité du facteur travail.

⁹ cette hypothèse d'exogénéité du salaire public et de l'effectif des fonctionnaires se retrouve également dans Bourguignon et al. (1992). Nous ne cherchons pas ici à modéliser le comportement de ces deux variables. La formulation retenue tient compte du fait que le salaire de la fonction publique ne réagit pas aux mêmes déterminants que le salaire privé; de plus, au Bénin, les fonctionnaires ont la sécurité d'emploi, ce qui n'est pas le cas dans le secteur privé.

¹⁰ On suppose que les ménages n'ont pas accès au marché international des capitaux. Cette hypothèse est courante dans les modèles appliqués aux pays en voie de développement. Voir, par exemple, Bourguignon et al. (1995), Decaluwé et Dissou (1995) et Sen (1991).

encaisses réelles (hb_t). La fonction d'utilité satisfait les conditions de concavité ($u_1, u_2 > 0, u_{11}, u_{22} < 0, u_{11}u_{22} - u_{12}u_{21} > 0$) et de normalité dans les deux arguments ($u_1u_{22} - u_2u_{12}, u_2u_{11} - u_1u_{21} < 0$)¹¹.

Les conditions d'optimalité du programme du consommateur sont:

$$\frac{u_{2,t}}{u_{1,t}} = i_t \quad (3)$$

$$u_{1,t} = \frac{1+R_{t+1}}{1+\rho} u_{1,t+1} \quad (4)$$

$$\lim_{T \rightarrow \infty} \left[\frac{1}{1+\rho} \right]^T u_{1,T} F_T = 0 \quad (5)$$

Dans (3), le taux d'intérêt nominal est égal au taux marginal de substitution entre demande réelle de monnaie et consommation. L'équation (4) détermine la dynamique de l'utilité marginale au cours du temps. La condition de transversalité (équation (5)) assure la convergence du système vers un état stationnaire.

La fonction d'utilité retenue est la suivante:

¹¹ $u_{i,t}$ représente la dérivée de la fonction $u(\cdot)$ par rapport au $i^{\text{ème}}$ argument.

$$u(C_t, hb_t) = \alpha \frac{C_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} + (1-\alpha) \frac{hb_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} \quad (6)$$

où $1/\sigma$ est l'élasticité de substitution intertemporelle: cette spécification n'est qu'une généralisation de la fonction

$$v(C_t, hb_t) = \alpha \log C_t + (1-\alpha) \log hb_t, \quad (7)$$

qui est souvent utilisée dans la littérature¹².

Il n'existe pas une façon unanime d'introduire la monnaie dans les modèles macro-économiques. Sur ce point, le débat reste largement ouvert. Trois méthodes sont couramment utilisées dans la littérature: l'inclusion de la monnaie dans la fonction d'utilité¹³, la contrainte de Clower ou de «cash-in advance» (voir Clower (1967)) et la spécification keynésienne de la demande de monnaie pour motifs de transaction. Chacune de ces approches présente des défauts¹⁴.

¹² Voir par exemple Cardia(1992).

¹³ Comme le souligne Mercenier(1989), cette approche est la plus répandue dans la littérature. Voir entre autres: Sidrauski (1967), Brock (1974), Calvo (1979), Fisher (1979), Obstfeld (1984).

¹⁴ Blanchard (1989) note, par exemple, que la contrainte de Clower implique une vitesse de circulation de la monnaie égale à l'unité et une demande de monnaie insensible au taux d'intérêt nominal. Feenstra (1986) démontre que sous certaines conditions, l'inclusion de la monnaie dans la fonction d'utilité est équivalente à la contrainte de Clower.

Composition optimale du panier de consommation

La consommation agrégée est une fonction CES¹⁵ des différents biens composites sectoriels. Les choix optimaux du consommateur découlent du programme suivant:

$$\text{Max}_{C_{i,t}} a_G \left(\sum_i^4 \gamma_i C_{i,t}^{-\mu} \right)^{-1/\mu} \quad (8)$$

s/c

$$C_t = \sum_{i=1}^4 P_{C_{i,t}} C_{i,t} \quad , \quad \sum_{i=1}^4 \gamma_i = 1 \quad (9)$$

$C_{i,t}$ représente la quantité demandée du bien composite i , $P_{C_{i,t}}$ son prix réel et γ_i les paramètres de distribution. L'élasticité de substitution entre les différents biens composites est donnée par $\sigma_{c1} = 1 / (1 + \mu)$.

La condition nécessaire de maximisation est:

¹⁵Les formes fonctionnelles retenues dans tous les programmes statiques sont standards aux MCEG. Nos notations seront empruntées, dans la plupart des cas, à Dissou et Decaluwé (1995) et Devarajan et Go (1995).

$$C_{j,t} = C_{i,t} \left(\frac{\gamma_j P C_{i,t}}{\gamma_i P C_{j,t}} \right)^{\sigma_i} \quad (10)$$

2.2 - Le comportement des firmes

Dans chaque secteur productif, la firme représentative évolue sur un marché concurrentiel. La technologie est caractérisée par une fonction Leontief pour les consommations intermédiaires et par une fonction CES pour les deux facteurs primaires, capital et travail.

$$Q_{i,t} = \text{Min}(VA_{i,t}, CI_{i,t}) \quad (11)$$

$$CI_{i,t} = \text{Min} \left(\frac{CI_{jt}}{a_{ji}} \right) \quad (12)$$

À l'optimum on aura:

$$Q_{i,t} = VA_{i,t} = CI_{i,t} \quad (13)$$

$$CI_{jt} = a_{ji} CI_{i,t} \quad (14)$$

$Q_{i,t}$ représente la production du bien composite du secteur i , $CI_{i,t}$ le total des consommations intermédiaires, CI_{jt} la quantité du bien j livré au

secteur i à titre de consommations intermédiaires, et a_{ij} les coefficients input-output. La valeur ajoutée VA_{it} se définit comme suit:

$$VA_{it} = A_i \left[\alpha_i K_{it}^{-\rho_{pi}} + (1 - \alpha_i) L_{it}^{-\rho_{pi}} \right]^{-\frac{1}{\rho_{pi}}} \quad (15)$$

A_i et α_i sont respectivement les paramètres d'échelle et de distribution; l'élasticité de substitution σ_{pi} est égale à $1/(1 + \rho_{pi})$.

En tenant compte du taux de dépréciation (δ_i) le stock de capital évolue suivant l'équation dynamique

$$K_{i,t+1} = (1 - \delta_i) K_{it} + I_{it} \quad (16)$$

Dans la tradition de Lucas (1967), Gould (1968), Treadway (1969), les firmes font face, au cours du processus d'investissement, à un coût d'ajustement strictement convexe de la forme

$$CAJ_{it} = \frac{\beta_i I_{it}^2}{2 K_{it}} \quad (17)$$

Tous les investissements sont autofinancés par les firmes. Puisque l'État ne prélève aucune taxe sur les bénéfices et les dividendes, le sentier optimal de l'investissement est indépendant de la structure financière de la firme (Voir le théorème de Modigliani-Miller).

Le rendement brut qui revient au propriétaire de la firme représentative est donné par (voir Blanchard et Fisher (1989)):

$$1+r_{it} = \frac{V_{i,t+1} + DV_{i,t+1}}{V_{it}} \quad (18)$$

où V_{it} représente la valeur de la firme et DV_{it} le cash-flow et r_{it} le taux de rendement dans la branche i ¹⁶.

En intégrant vers l'avant, la valeur de la firme équivaut à la somme actualisée des cash-flows futurs.

$$V_{i0} = \sum_{t=1}^{\infty} \left(\prod_{k=1}^t (1+r_{ik})^{-1} \right) DV_{it} \quad (19)$$

La définition du cash-flow est la suivante:

¹⁶ Le taux de rendement R_t qui s'applique à la richesse des ménages équivaut à la moyenne pondérée (par la valeur de la firme) des rendements sectoriels r_{it} .

$$DV_{it} = Pva_{it}VA_{it} - W_tL_{it} - Pk_t \left[I_{it} + \frac{\beta_t I_{it}^2}{2 K_{it}} \right] \quad (20)$$

Pva_{it} désigne le prix de la valeur ajoutée et Pk_t , celui du bien d'investissement¹⁷.

Les choix optimaux d'investissement et de demande de travail résultent de la maximisation de la valeur de marché de la firme sous la contrainte de l'équation d'accumulation du capital. Plus concrètement, le programme de la firme se formule comme suit:

$$\begin{aligned} & \text{Max } V_{i0} \\ & \quad I_{it}, L_{it} \\ & \text{s/c} \end{aligned} \quad (21)$$

$$K_{i,t+1} = I_{it} + (1 - \delta_i)K_{it} \quad , \quad K_{i0} \text{ donné .}$$

Les conditions nécessaires d'optimalité sont:

$$W_t = Pva_{it} \frac{\partial VA_{it}}{\partial L_{it}} \quad (22)$$

¹⁷On suppose que la composition du bien d'investissement est la même pour tous les secteurs. C'est notamment l'hypothèse retenue par la Direction des Statistiques du Bénin.

$$I_{it} = \frac{K_{it} [q_{it} - Pk_t]}{\beta_i Pk_t} \quad (23)$$

$$(1 - \delta_i)q_{it} = (1 + r_{it})q_{i,t-1} - \left[Pva_{it} \frac{\partial VA_{it}}{\partial Kit} + Pk_t \frac{\beta_i}{2} \left(\frac{I_{it}}{K_{it}} \right)^2 \right] \quad (24)$$

$$K_{i,t+1} = I_{it} + (1 - \delta_i)K_{it} \quad , \quad K_{i0} \text{ donné} . \quad (25)$$

$$\lim_{T \rightarrow \infty} \prod_{k=1}^T (1 + r_{ik})^{-1} q_T = 0 \quad (26)$$

L'équation (22) traduit le fait que le niveau optimal d'emploi est atteint au point où il y a égalité entre la productivité marginale du travail et le salaire réel. L'interprétation de l'équation (23) est plus aisée lorsqu'elle est réécrite sous la forme:

$$Pk_t \left(1 + \beta_i \frac{I_{it}}{K_{it}} \right) = q_{it} \quad (27)$$

Ainsi, le long du sentier optimal d'investissement, le coût marginal de l'investissement doit être égal à son revenu marginal. Ce dernier n'est rien d'autre que le prix ombre du capital (q_{it}). La fonction d'investissement dépend donc positivement de q_{it} . L'équation (24) donne la dynamique de q_{it} . En intégrant (24), sous la condition de transversalité (26), on trouve que q_{it} est la somme actualisée des productivités marginales du capital, augmentées de la réduction du coût d'ajustement due à l'accroissement du capital.

Optimisation intra-temporelle des firmes

On suppose une substitutabilité imparfaite entre le bien exportable (EX_{it}) et la production consommée localement (D_{it}). Une technologie CET transforme ces deux types de biens en un bien composite (Q_{it}) produit par la firme. Les offres d'exportations et domestique résultent de la maximisation des recettes totales sous la contrainte technologique CET:

$$\begin{aligned} \underset{EX_{it}, D_{it}}{\text{Max}} \quad P_{it} Q_{it} &= P x_{it} EX_{it} + P d_{it} D_{it} \\ \text{s/c} & \end{aligned} \quad (28)$$

$$Q_{it} = A_{Ti} \left[\alpha_{Ti} EX_{it}^{-\rho_{Ti}} + (1 - \alpha_{Ti}) D_{it}^{-\rho_{Ti}} \right]^{-\frac{1}{\rho_{Ti}}}$$

avec $-\infty < \rho_{Ti} < -1$ et $0 < \alpha_{Ti} < 1$. Pd_{it} représente le prix domestique net, Px_{it} le prix net à l'exportation. La condition de premier ordre est:

$$\frac{D_{it}}{EX_{it}} = \left[\frac{(1 - \alpha_{Ti}) P x_{it}}{\alpha_{Ti} P d_{it}} \right]^{\sigma_{Ti}} \quad (29)$$

σ_{Ti} est l'élasticité de substitution entre bien exportable et bien consommé localement ($\sigma_{Ti} = 1 / (1 + \rho_{Ti})$). La relation entre Px_{it} et le prix mondial s'écrit comme suit:

$$e_i P x w_{it} = P x_{it} (1 + t x_i) \quad (30)$$

où $t x_i$ désigne la taxe à l'exportation.

2.3 Le gouvernement

Le gouvernement lève différentes taxes en vue de payer les fonctionnaires et de financer ses dépenses de consommation et de transferts. L'État finance son déficit courant par des aides budgétaires en provenance de l'extérieur ($AIDB_i$)¹⁸. La contrainte budgétaire s'écrit comme suit:

$$e_i AIDB_i = DG_i - TAXG_i \quad (31)$$

¹⁸ Les aides budgétaires sont pratiques courantes dans tous les pays francophones d'Afrique. Elles proviennent souvent de la France, ancienne puissance coloniale.

$$\begin{aligned}
 TAXG_t = & \sum_{i=1}^4 tx_i Px_{it} EX_{it} + \sum_{i=1}^4 e_t tm_i Pwm_{it} M_{it} \\
 & + \sum_{i=1}^4 tv_i Pd_{it} D_{it} + t_w (W_t \sum_{i=1}^4 L_{it} + WG_0 LG_0)
 \end{aligned} \tag{32}$$

$$DG_t = \sum_{i=1}^4 Pc_{it} G_{it} + TRG_0 + WG_0 LG_0 \tag{33}$$

tm_i , tv_i désignent respectivement les taux fixes de taxation sur les importations (M_{it}) et les ventes domestiques (D_{it}). Pwm_{it} et e_t représentent respectivement le prix mondial des importations et le taux de change nominal. Le salaire des fonctionnaires (WG_0), l'effectif de la fonction publique (LG_0), la quantité de consommation gouvernementale (G_{it}) et les transferts aux ménages (TRG_0) sont tous supposés exogènes. Comme l'indique l'équation (32), les recettes fiscales de l'État ($TAXG_t$) proviennent des taxes à l'exportation, à l'importation, sur les ventes domestiques et sur les revenus du travail.

2.4 La balance des paiements

Les exportations ayant été déterminées dans la section 2.2, il ne reste qu'à traiter les importations. Suivant Armington (1969), nous introduisons une différenciation des biens par pays d'origine dans la

structure de l'absorption domestique¹⁹ (DA_{it}). Ainsi, chaque bien composite (DA_{it}) est une fonction CES du bien interne (XD_{it}) et des importations (M_{it}). Les demandes optimales du consommateur découlent du problème de minimisation suivant:

$$\begin{aligned} \underset{XD_{it}, M_{it}}{\text{Min}} \quad Pc_{it} DA_{it} &= (1+tv_i)Pd_{it}XD_{it} + Pm_{it}M_{it} \\ \text{s/c} \end{aligned} \quad (34)$$

$$DA_{it} = z_i \left[b_i M_{it}^{-\rho_{ci}} + (1-b_i) XD_{it}^{-\rho_{ci}} \right]^{-\frac{1}{\rho_{ci}}}$$

avec $-1 < \rho_{ci} < \infty$ et $0 < b_i < 1$. La condition du premier ordre est:

$$\frac{M_{it}}{XD_{it}} = \left[\frac{b_i Pd_{it} (1+tv_i)}{(1-b_i) Pm_{it}} \right]^{\sigma_{ci}} \quad (35)$$

où $Pm_{it} = e_i Pm_{wit}(1+tm_i)$ et $\sigma_{ci} = 1 / (1 + \rho_{ci})$.

Le solde de la balance des paiements (BP) est égal à la différence entre les recettes (provenant des exportations et des transferts) et des dépenses d'importations. Il se détermine comme suit:

¹⁹L'absorption domestique est la somme des consommations privée et gouvernementale, de la demande d'investissement et des consommations intermédiaires.

$$BP_t = e_t \left(\sum_{i=1}^4 P_x w_{it} EX_{it} + FTR_t + AIDB_t - \sum_{i=1}^4 P_m w_{it} M_{it} \right) \quad (36)$$

2.5 Le comportement de la Banque Centrale

Par définition, la balance des paiements est équivalente à la variation des réserves (ΔRES_t). Puisque le taux de change nominal est fixe, la balance des paiements peut enregistrer un surplus ou un déficit. L'autorité monétaire, en l'occurrence la Banque Centrale, devra intervenir pour assurer l'équilibre des comptes extérieurs. En l'absence des banques de second rang, la variation de la base monétaire est égale à celle du poste réserves.

$$\Delta hb_t = \Delta RES_t \quad (37)$$

Ainsi, l'occurrence d'un déficit des paiements conduira la Banque Centrale à puiser dans ses réserves de devises pour rétablir l'équilibre; ce faisant, elle contracte la masse monétaire. Dans le cas contraire (surplus), elle rachète l'excès de devises²⁰, ce qui implique une création monétaire. La base monétaire équivaut donc à la masse monétaire détenue par les consommateurs. Faisons remarquer que dans le modèle, l'offre de monnaie se trouve endogénéisée; elle résulte des décisions de

²⁰ Au sein de la zone CFA, il n'est pas permis aux résidents de détenir des comptes en devises.

consommation et de production des agents. En conséquence, la Banque Centrale ne peut mener une politique monétaire active.

2.6 Conditions d'équilibre

Le modèle comprend trois types de marchés: biens composites, monnaie et travail.

Le marché de chaque bien composite se caractérise par un ajustement concurrentiel. La flexibilité des prix assure donc l'égalité entre l'offre domestique et la demande de biens internes.

$$D_{it} = XD_{it} \quad (38)$$

Le taux d'intérêt nominal réalise l'équilibre sur le marché monétaire²¹.

$$hb_t = RES_t \quad (39)$$

Sur le marché du travail, nous relâchons l'hypothèse d'ajustement instantané par les prix. Dans ce modèle, sans rigidité nominale, la dévaluation ne produit aucun effet réel, tous les prix augmentant dans la même proportion que le taux de change. Pour permettre à la dévaluation d'être opérationnelle, nous introduisons une certaine inertie du salaire nominal. A l'instar de Obstfeld (1982) et Mercenier (1987,

²¹ Rappelons qu'en l'absence de crédit domestique, la masse monétaire doit être égale aux réserves de devises.

1989), nous supposons que le salaire nominal est fixé une période à l'avance, mais il réagit à l'excès de demande sur le marché du travail. Au taux de salaire prévalant à chaque période, les firmes ne sont pas contraintes dans leur demande de main-d'oeuvre²². Plus formellement, la dynamique du salaire nominal se traduit par la courbe de Phillips suivante:

$$\frac{S_{t+1} - S_t}{S_t} = \theta(L_t^d - L) \quad (40)$$

où S_t est le salaire nominal, L_t^d le niveau d'emploi courant et L la demande de travail à l'état stationnaire initial. Le salaire nominal s'ajustera à la hausse si $L_t^d > L$; il baissera dans le cas contraire.

Mentionnons enfin que les conditions d'équilibre intertemporel assurent que les quantités et prix futurs sont parfaitement anticipés et pris en compte dans les décisions courantes de consommation et d'investissement.

²² Cette hypothèse est particulièrement conforme à la réalité des PVD où le taux de chômage très élevé rend l'offre de main-d'oeuvre presque infiniment élastique (voir Dervis et al. (1979)).

3 MÉTHODE DE RÉOLUTION ET CALIBRAGE DU MODÈLE

Le modèle est calibré sur l'économie du Bénin. La calibration consistera à déterminer la valeur des paramètres pour que le modèle reproduise l'équilibre de base. Cet équilibre se trouve synthétisé dans la matrice de comptabilité sociale de l'année 1992.

Les paramètres essentiels du modèle sont reportés dans les tableaux (6a) et (6b). Certains proviennent des données, d'autres sont tirés d'études semblables à la nôtre. La procédure de calibration statique est standard et bien établie (voir Shoven et Whalley (1992)). Point n'est besoin de s'y étendre. Notons qu'en fixant à 1 certains prix de l'année de base, on retrouve aisément les quantités initiales. Partant de ces dernières, les paramètres d'échelle et de distribution des différentes fonctions CES et CET se calculent aisément. En accord avec la littérature sur les MCEG, certaines élasticités sont fixées de façon exogène sur la base de différents travaux.

En ce qui concerne l'élasticité de substitution entre biens domestiques et importés, on s'entend pour dire qu'elle est très faible dans les PVD. La plupart des études économétriques réalisées pour l'Afrique, comme Tegene (1989), Jacquemot et Assidon (1988), Arize et Afifi (1987), concluent à une plus ou moins forte rigidité de la demande d'importation. En se basant sur ces travaux et l'étude de

Dissou et Decaluwé (1995), nous retenons la valeur 0.9 pour l'élasticité de substitution entre biens intérieurs et importés dans le secteur industriel et 0.75 dans les autres secteurs. Nous fixons à 0.9 l'élasticité de substitution entre biens composites. Cette valeur tirée de Dissou et Décaluwé (1995) n'est pas loin de celle retenue par Mercenier et Sampaio de Souza (1994), soit 0.8. Pour l'élasticité de substitution intertemporelle ($1/\sigma$), la majorité des travaux économétriques aboutissent à une estimation se situant au voisinage de 1 ou inférieure à 1 (voir Blanchard et Fisher (1989)). Dans le scénario de base, nous utilisons la valeur 1, une analyse de sensibilité étant réalisée avec $1/\sigma = 0.5$. L'équation d'Euler du consommateur impose l'égalité entre le taux d'escompte psychologique (ρ) et le taux de rendement moyen (R) à l'état stationnaire. On trouve $\rho = 0.06$.

En l'absence d'études microéconomiques sur les fonctions de production au Bénin, nous avons également eu recours à d'autres travaux dans la détermination des paramètres de production. En suivant Devarajan et Go (1995), nous retenons 0.9 pour l'élasticité de substitution entre capital et travail. Pour cette élasticité, Mercenier et Sampaio de Souza (1994) utilisent aussi une valeur voisine de 1. À l'instar de Dissou et Decaluwé (1995), l'élasticité de la fonction de transformation CET est fixée à 0.95. Comme le note Raffinot (1991), le producteur africain ne peut facilement substituer le bien exportable au bien domestique à cause de l'hétérogénéité entre ces deux biens. Jacquemot et Assidon (1988) concluent également à la faible élasticité

de l'offre d'exportation pour des raisons d'ordre structurel et d'organisation.

Le paramètre (β_i) du coût d'ajustement est fixé à 19.6. Cette valeur est tirée de Goulder et Summers (1989). Un paramètre du même ordre de grandeur fut aussi utilisé par Bovenberg (1989), Goulder et Eichengreen (1989). L'autre paramètre relié à l'accumulation du capital est le taux de dépréciation du capital (δ_i). À notre connaissance, il n'en existe aucune estimation pour les PVD. Dans ces pays, les données sur le stock de capital sont très rarement disponibles. Nous avons donc retenu pour δ_i la valeur 0.10 courante dans la littérature sur les PVD (voir par exemple Senhadji (1994), Schmidt-Hebbel et Serven (1992)). Une fois fixé le taux de dépréciation (δ_i), les stocks de capital sectoriels s'obtiennent à partir des niveaux d'investissement.

$$K_i = \frac{I_i}{\delta_i} \quad (41)$$

Connaissant le paramètre du coût d'ajustement, l'équation (23) permet de calculer le prix ombre du capital (q_i).

Le paramètre d'ajustement du salaire nominal (θ) pourrait facilement être déterminé s'il existait des travaux empiriques sur le marché du travail au Bénin. À défaut de telles études nous avons choisi de calibrer θ de façon à reproduire l'amplitude observée de l'indice des prix à la consommation (IPC) durant la première année du choc de

dévaluation. Pour $\theta = 1$, l'IPC augmente de 57.97 points d'indice dans le modèle théorique contre 58 points dans les données réelles.

La résolution du modèle s'est faite à l'aide du logiciel GAMS-CONOPT. La nature dynamique du modèle requiert que l'on impose des conditions initiales sur les variables prédéterminées (capital et salaire nominal). Quant aux variables de saut (consommation, prix de référence du capital, investissement), elles doivent satisfaire aux conditions terminales.

Il est difficile de connaître a priori le nombre de périodes nécessaires pour que le système converge vers un nouvel état stationnaire. Les études de sensibilité réalisées par Devarajan et Go (1995) montrent que, pour des valeurs raisonnables des paramètres, l'état stationnaire est atteint dans 40 périodes environ. Nous avons simulé le modèle sur cet horizon²³.

²³Nous avons reporté les résultats des 20 premières périodes. Ils suffisent largement pour éclairer sur la dynamique du système.

4. LES RÉSULTATS DE SIMULATION

Les résultats de simulation, présentés en pourcentage de déviation par rapport à l'équilibre stationnaire initial, sont résumés dans les tableaux (7) à (16). Les figures (24) à (44) nous donnent une vue rapide de la dynamique d'ajustement des différentes variables. Dans le scénario 1 nous simulons les effets de la dévaluation de 50 % du franc CFA. Sont explorées dans le scénario 2 les conséquences économiques d'une mesure d'accompagnement souvent préconisée par le FMI, à savoir la réduction de 20 % du salaire des fonctionnaires.

Le processus d'ajustement est complexe; il résulte de l'interaction de plusieurs effets: effet-prix sur les exportations et les importations, effet de l'inertie du salaire nominal dans le secteur privé, effet de substitution intertemporelle, effet-revenu et effet-richesse. L'investissement y joue un rôle clé en tant que déterminant de l'offre et, dans une certaine mesure, comme composante de la demande. L'accumulation du capital prolonge les effets de la dévaluation à travers le temps.

Le mécanisme de propagation du choc repose essentiellement sur l'inertie du salaire nominal. Le lent ajustement du salaire nominal combiné à la flexibilité des prix des biens et services, crée sur plusieurs périodes une baisse significative du salaire réel par rapport à son niveau

de l'année de base. La demande de travail se trouve relancée et s'accroît d'au moins 5 % durant les 3 premières périodes. Cette reprise de l'emploi améliore la productivité marginale du capital, entraînant immédiatement une hausse du q de Tobin dans 3 secteurs (Industrie (35.5 %), Cultures Industrielles (40.7 %), Cultures vivrières (14.2 %)).

L'appréciation du prix de référence du capital signifie une amélioration de l'incitation à investir. L'investissement fait donc un bond significatif à la période 1 (Industrie (59.6 %), Cultures Industrielles (67.7 %), Cultures vivrières (26.5 %)).

L'impact du choc sur le PIB se situe au-dessus de 3 % durant les 5 premières années, avec un effet maximal à la période 1 (5.6 %). À en juger par l'évolution de la valeur ajoutée, tous les secteurs ont connu un regain d'activité dès la première année: Cultures vivrières (0.4 %), Cultures industrielles (0.7 %), Industrie (8.5 %), Services (8.6 %). Fournissant la quasi-totalité des biens composant l'investissement, la branche "Industrie" a tiré profit de la relance de l'investissement. Le secteur des cultures industrielles est celui qui a enregistré la plus forte croissance dans les périodes subséquentes. Cette vigueur s'explique par le boom de ses exportations et par la relance des activités industrielles auxquelles il livre 77 % de sa production au titre des consommations intermédiaires.

L'effet d'impact de 5.6 % sur le PIB se compare bien aux résultats d'autres études. Le FMI prévoyait une croissance initiale de 4.3 % du PIB réel ²⁴. Pour la Côte-d'Ivoire qui a subi le même choc, Bourguignon et al. (1995) évaluaient la hausse du PIB due au choc à 4.6 % . Dans leurs études sur un groupe de pays en développement, Khan et Knight (1985) estiment qu'une dévaluation de 10 % créerait une croissance de 1.1 % du PIB. Comparé à cette dernière estimation, notre résultat paraît tout à fait raisonnable.

L'impact du choc sur la consommation agrégée tient surtout à l'effet-riche. Le boom de l'investissement a eu un effet très bénéfique sur la richesse financière des ménages, propriétaires des firmes. Souvenons-nous que la valeur de la firme est égale au produit du q de Tobin par le stock de capital. De même, la richesse humaine des ménages s'apprécie en dépit de la relative rigidité du salaire nominal. Ceci s'explique par la forte croissance de l'emploi qui compense la baisse du salaire réel. Face à l'augmentation de leur richesse, les ménages accroissent leur consommation conformément à l'hypothèse de revenu permanent. La consommation agrégée enregistre un effet d'impact de 5 %.

On devrait s'attendre à une certaine résorption du déficit budgétaire, car les taxes collectées par l'État augmenteraient du fait de la reprise économique et de la hausse des prix des importations et des exportations en monnaie locale. Nos simulations ne révèlent qu'une

²⁴ Cette étude a été citée par la revue "Jeune Afrique Économique" n° 227 du 14 Octobre 1996.

légère baisse du déficit (- 0.3 % au maximum). Le changement de parité ne pouvant à lui seul réduire significativement le déficit budgétaire, il faudra recourir à des politiques de réduction des dépenses publiques.

Le comportement de la balance commerciale résulte de l'évolution des importations et des exportations. La croissance des exportations a été de 6.2 % la première année et s'est maintenue au-dessus de 4 % durant les 6 périodes suivantes. En renchérissant le coût des importations, la modification du taux de change induit un déplacement de la demande au profit des biens domestiques. Les gains à espérer par cet effet-substitution devraient être modestes compte tenu du bas niveau des élasticités de substitution entre biens intérieurs et importés (0.75 et 0.9 suivant les secteurs). La forte reprise de l'activité et de la consommation, s'accompagne inévitablement d'une hausse des importations (effet d'impact de 13.8 %). Ceci explique bien la faible réponse du solde commercial au choc (0.1 % au maximum) malgré la progression des exportations. Notons, au passage, que l'on retrouve la dynamique de la courbe en J. Après avoir réagi négativement au choc (effet d'impact: -1.3 %), la balance commerciale a commencé par se redresser à la période 4 (0.09 %).

Force est de constater que la restructuration des prix relatifs induite par la dévaluation ne semble pas être suffisante pour corriger le déséquilibre de la balance commerciale. Ce constat se vérifie également dans la plupart des pays africains (voir par exemple David (1994), Raffinot (1991), Jacquemot et Assidon (1988)). C'est pourquoi le FMI suggère que la dévaluation s'accompagne d'une politique de gestion de la demande globale. À cet effet, l'une des mesures souvent envisagées dans les Programmes d'Ajustement Structurel réside dans la réduction des salaires de la fonction publique.

Nos résultats de simulations montrent que la réduction de 20 % du salaire des fonctionnaires améliore les soldes budgétaire et commercial, mais au prix de l'enclèvement d'un processus récessif. Rappelons que l'effectif de la fonction publique représente 55 % de l'emploi à l'année de base. L'ampleur et le caractère permanent de la réduction du salaire public ont donc eu des effets drastiques sur la richesse humaine des ménages. Il s'en est suivi une contraction de la consommation. À la première période, celle-ci a baissé d'environ 3 points par rapport à son niveau dans le scénario 1. L'effet sur le PIB est quelque peu atténué à cause de la demande externe qui a relayé la consommation interne en régression. Durant les 5 premières périodes, les exportations sont supérieures de 2 points à leur niveau dans le scénario 1. Le recul de la demande interne conduit à un net fléchissement des importations (baisse de 3 à 4 points par rapport au scénario 1). La diminution des importations et la progression des

exportations se sont traduites par une sensible amélioration de la balance commerciale. Comparé au scénario 1, l'excédent commercial a été multiplié par 10 à partir de la période 4. De plus, la durée de la dégradation du solde commercial est passée de 3 ans à 1. Ces résultats montrent que la balance commerciale est plus sensible aux variations du revenu réel qu'aux changements des prix relatifs.

Quant au déficit budgétaire, il s'est redressé en dépit de l'effet récessionniste de la politique de réduction salariale. Même si l'amélioration est marquée par rapport au scénario 1, on doit noter que les gains restent très modestes (seulement 1 % par rapport à l'équilibre initial).

Enfin, pour conclure avec les simulations, nous avons analysé la sensibilité des résultats aux différentes élasticités incluses dans le modèle. Nos résultats se sont révélés robustes pour des valeurs plausibles de ces élasticités. Ceci s'explique par le fait que l'impact positif de la dévaluation sur l'activité tient essentiellement à la baisse du salaire réel et non aux valeurs "optimistes" des élasticités. À titre d'illustration, les tableaux (12) à (16) résument les résultats de l'analyse de sensibilité à une variation de l'élasticité de substitution intertemporelle ($1/\sigma$). Une haute valeur de $1/\sigma$ traduit un grand désir des ménages à substituer, à travers le temps, leur consommation en réaction aux changements du taux de rendement de leur actif. Plus précisément, l'élasticité de l'épargne par rapport au taux de rendement croît avec $1/\sigma$. Nous fixons à 0.5 la valeur de $1/\sigma$ dans l'analyse de

sensibilité. Cette valeur est tirée de Ostry et Reinhart (1991) qui, en utilisant la méthode des moments généralisés sur un échantillon de 13 pays en développement, estiment à 0.5 l'élasticité de substitution intertemporelle²⁵.

Les résultats de simulation sont reportés dans les tableaux (12) à (16). Lorsque $1/\sigma$ passe de 1 à 0.5 le volume d'épargne des ménages se contracte, entraînant la chute des investissements²⁶ et de l'embauche des entreprises. Les ménages qui voient ainsi leur richesse se déprécier réduisent leur niveau de consommation. Le recul de la demande intérieure provoque une diminution d'activité économique d'environ 1.3 points à la période initiale.

²⁵ La plupart des estimations se situent en-dessous ou très proches de 1.

²⁶ Rappelons qu'il n'y a pas de mouvements internationaux de capitaux qui puissent compenser la baisse de l'épargne intérieure.

5. CONCLUSION

L'objectif de ce travail a été d'évaluer les effets dynamiques de la récente dévaluation du franc CFA. Pour ce faire, nous avons construit un modèle qui met en exergue un aspect souvent négligé dans la littérature, à savoir le rôle de l'accumulation du capital dans la propagation du choc de dévaluation. Le modèle incorpore l'efficience intertemporelle et la monnaie, tout en conservant la désagrégation sectorielle des MCEG. Les ménages dotés de la prévoyance parfaite déterminent leurs consommations et encaisses réelles en maximisant une fonction d'utilité intertemporelle sous la contrainte de leur richesse. Les firmes dérivent leurs demandes d'investissement d'un programme d'optimisation intertemporelle en présence de coûts d'ajustement croissants et convexes. Dans un tel modèle, caractérisé par la flexibilité parfaite du prix des biens, la modification du taux de change produit ses effets réels à travers le marché du travail. Sur ce marché, nous avons supposé une inertie du salaire nominal dans le secteur privé, avec une dynamique modélisée par la courbe de phillips.

Le modèle a été calibré sur l'économie du Bénin. Les résultats de simulation montrent que la dévaluation nominale n'est pas contractionniste et a un impact significatif sur l'activité économique.

L'effet d'impact du choc sur le PIB a été de 5.65 %. Le redémarrage de l'investissement et la relance de l'emploi ont eu des effets bénéfiques

sur la richesse des ménages. En conséquence, on a enregistré une hausse de la consommation (effet d'impact: 5.06 %). Mais l'ajustement du taux de change n'a pas eu les résultats escomptés sur le déficit budgétaire et la balance commerciale.

Nous avons également exploré les conséquences économiques d'une mesure d'accompagnement souvent préconisée par le FMI, à savoir la réduction des salaires de la fonction publique. Nos simulations révèlent qu'une baisse de 20 % des salaires des fonctionnaires provoque une amélioration marquée des soldes budgétaire et commercial; mais ce résultat s'obtient au prix de l'enclenchement d'un processus récessif de l'économie.

Plusieurs extensions de ce travail nous apparaissent envisageables. Premièrement, pour étudier les effets de la dévaluation sur la distribution des revenus et la pauvreté, il faudra relâcher l'hypothèse d'un consommateur représentatif et considérer plusieurs groupes sociaux (ruraux et urbains par exemple). Ceci permettrait d'étudier certains aspects de la dimension sociale de l'ajustement. Deuxièmement, dans les PVD, les agents sont parfois soumis à des contraintes de liquidité. Il serait alors souhaitable d'incorporer de telles contraintes dans le comportement des ménages, car leur présence pourrait réduire l'effet-richeesse. Enfin, on a supposé des prix walrassiens sur le marché des biens et services. Or, il serait intéressant d'étendre ce modèle à une situation dans laquelle les prix sont rigides et où l'ajustement se réalise par les quantités. Une telle rigidité des prix engendrera des

rationnements de l'offre ou de la demande des biens. Comme l'ont montré certains auteurs, les contraintes de rationnement jouent un rôle primordial dans la dynamique intertemporelle (voir par exemple Blanchard et Sachs (1982) et Mercenier (1987,1989)).

SCÉNARIO 1
Dévaluation de 50 %

FIG.24 : ÉVOLUTION DU PIB DANS LE SCÉNARIO 1
% déviation par rapport à l'année de base

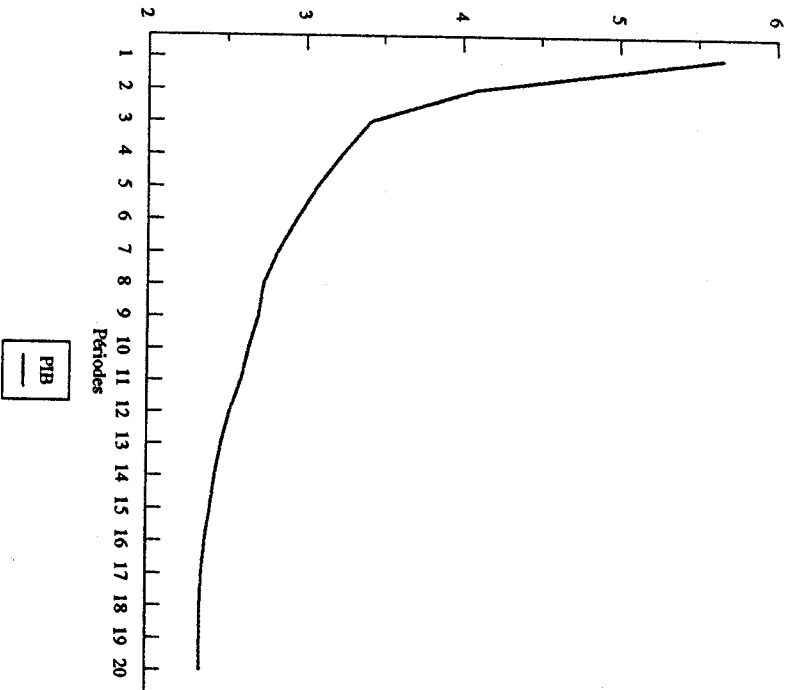
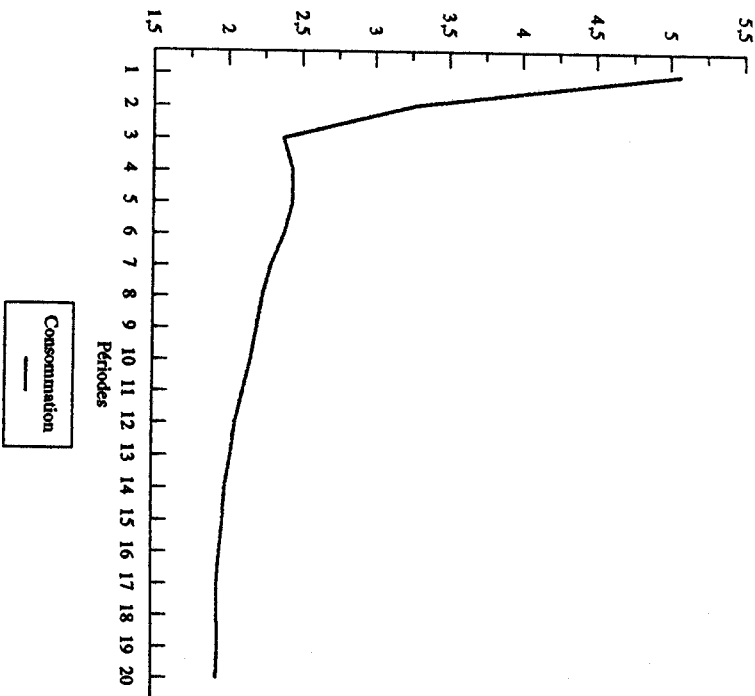


FIG.25: ÉVOLUTION DE LA CONSOMMATION
DANS LE SCÉNARIO 1
% déviation par rapport à l'année de base



SCÉNARIO 1
Dévaluation de 50 %

FIG.26 : ÉVOLUTION DE L' INVESTISSEMENT
DANS LE SCÉNARIO 1
% déviation par rapport à l'année de base

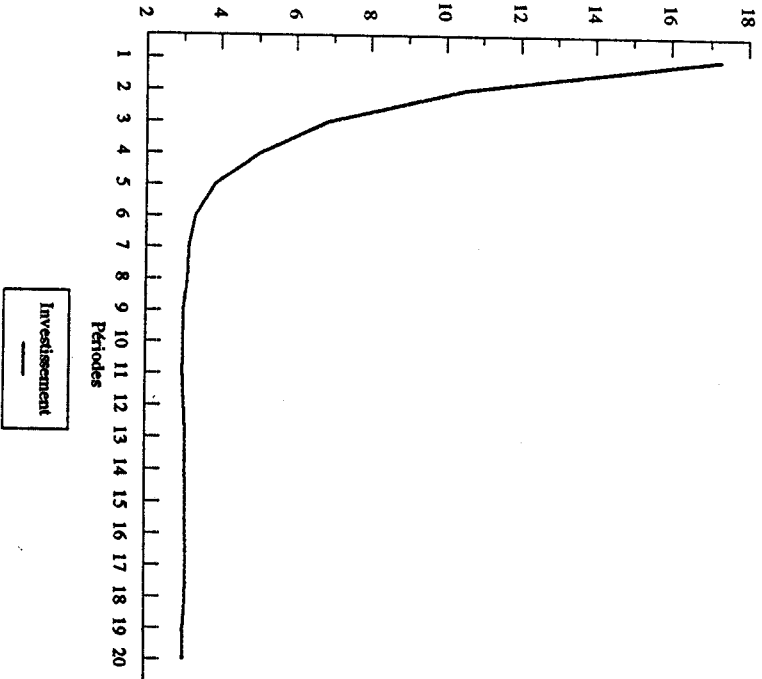
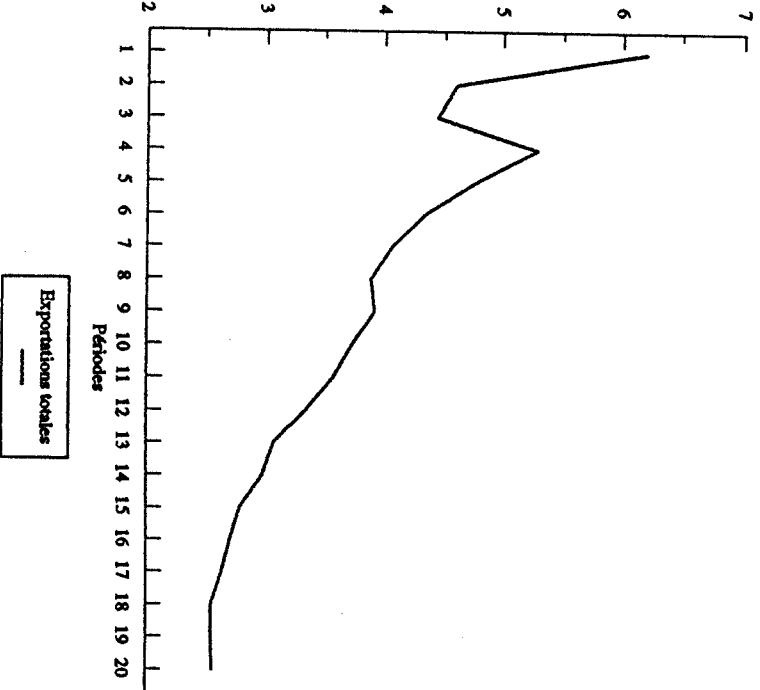


FIG.27 : ÉVOLUTION DES EXPORTATIONS TOTALES
DANS LE SCÉNARIO 1
% déviation par rapport à l'année de base



SCÉNARIO 1
Dévaluation de 50 %

FIG.28 : ÉVOLUTION DES IMPORTATIONS TOTALES
DANS LE SCÉNARIO 1

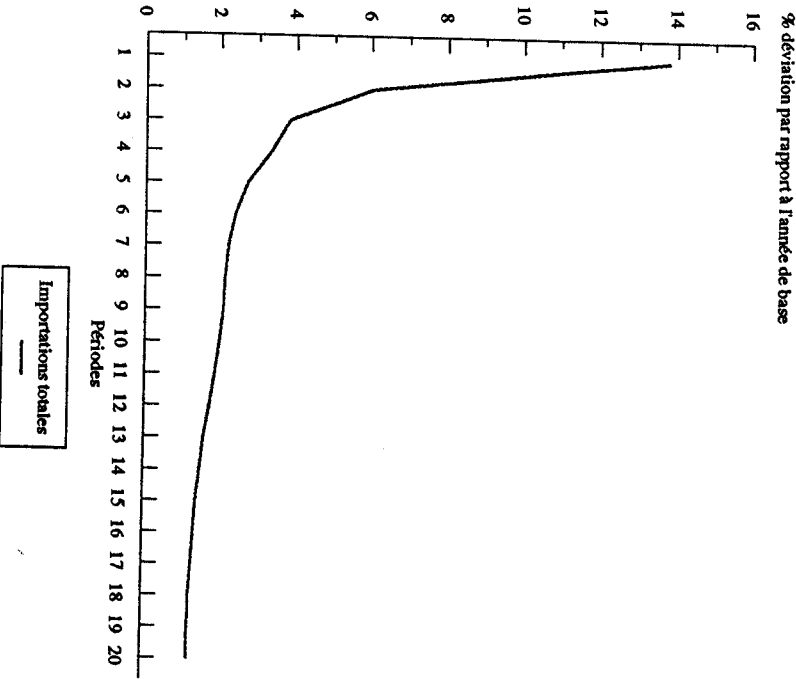
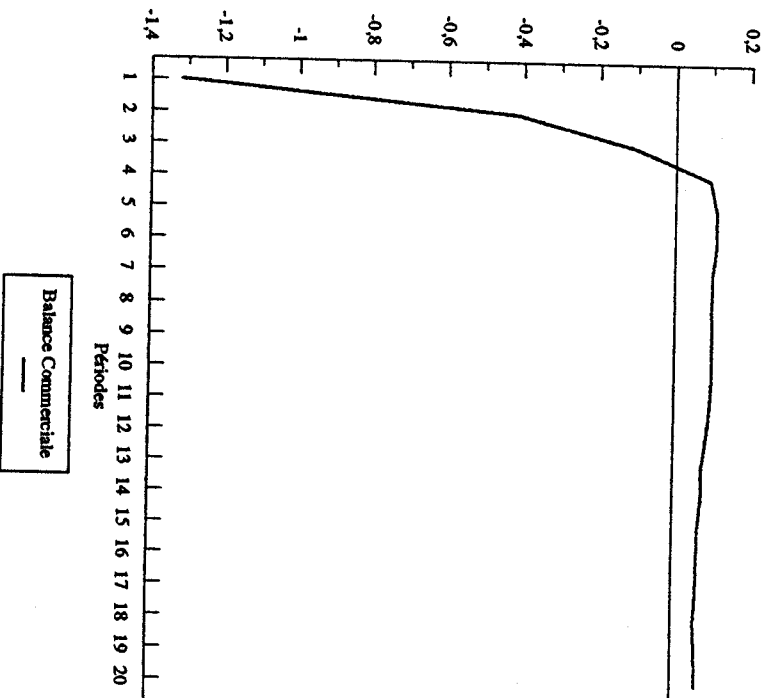


FIG. 29 : ÉVOLUTION DE LA BALANCE COMMERCIALE
DANS LE SCÉNARIO 1



SCÉNARIO 1
Dévaluation de 50 %

FIG. 30 : ÉVOLUTION DU PRIX DE LA CONSOMMATION AGRÉGÉE
DANS LE SCÉNARIO 1
% déviation par rapport à l'année de base

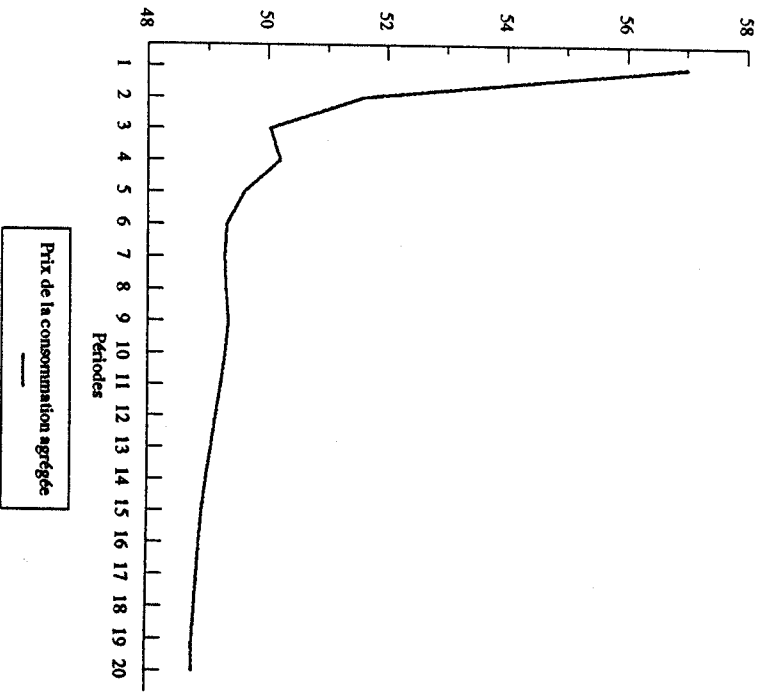
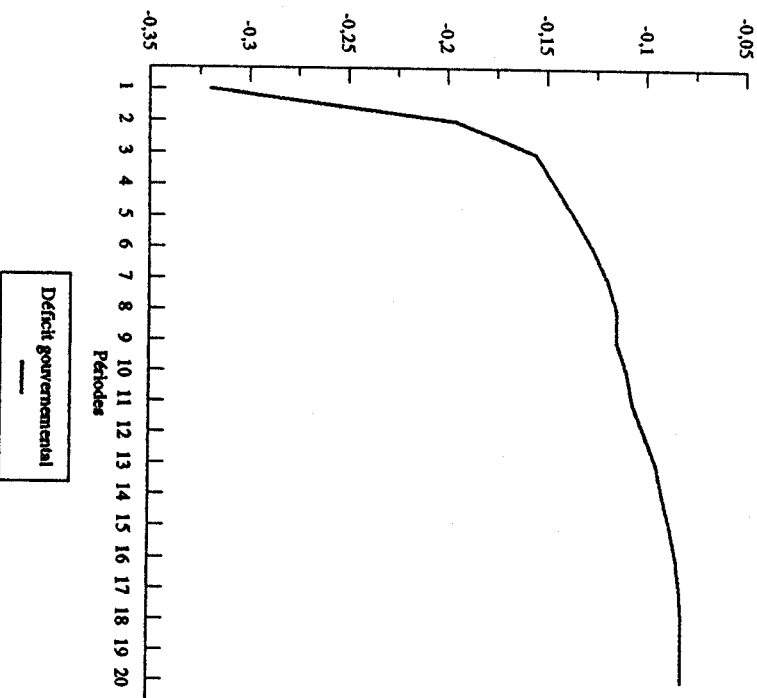


FIG. 31 : ÉVOLUTION DU DÉFICIT GOUVERNEMENTAL
DANS LE SCÉNARIO 1
Écart par rapport à l'année de base



SCÉNARIO 1
Dévaluation de 50 %

FIG.32 : ÉVOLUTION DU SALAIRE NOMINAL
DANS LE SCÉNARIO 1

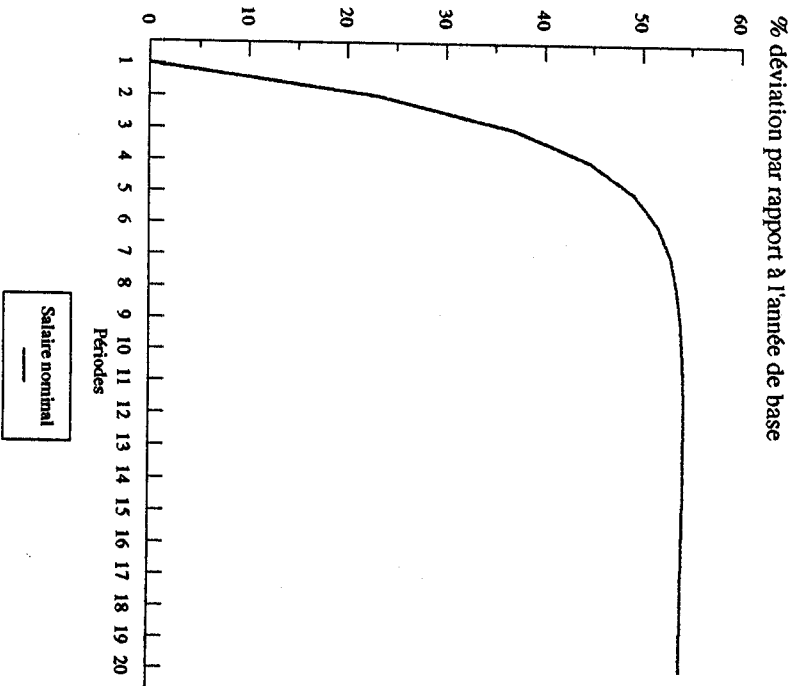
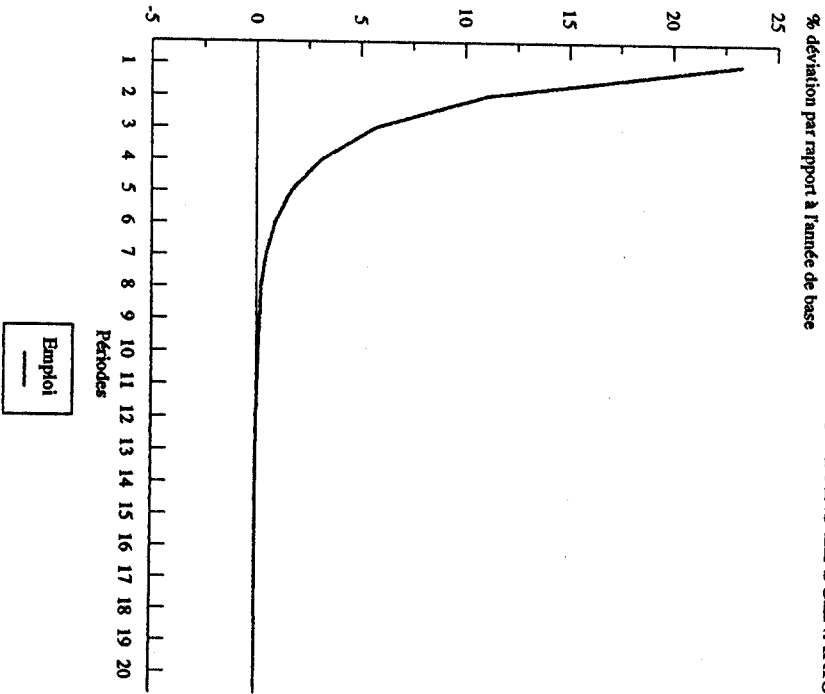
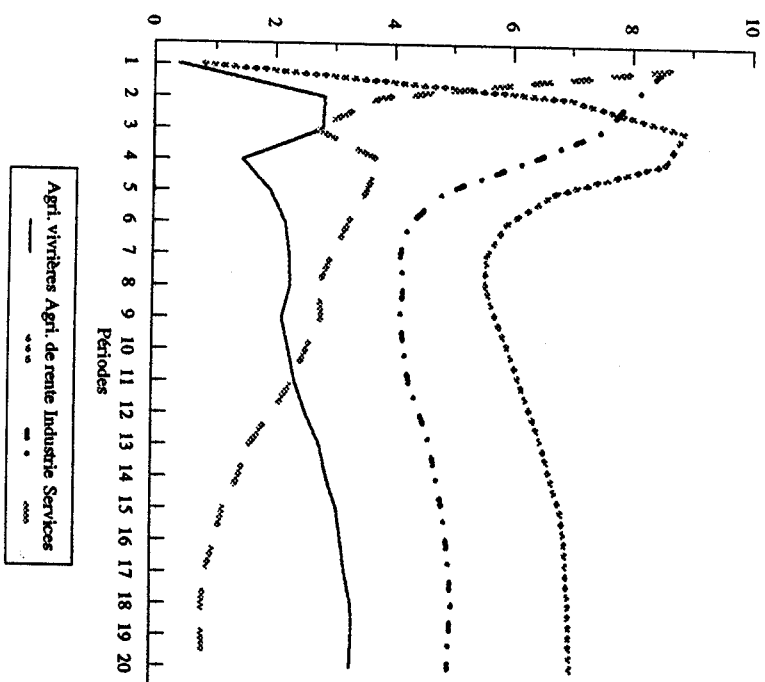


FIG.33 : ÉVOLUTION DE L'EMPLOI DANS LE SCÉNARIO 1



SCÉNARIO 1
Dévaluation de 50 %

FIG. 34 : ÉVOLUTION DES VALEURS AJOUTÉES SECTORIELLES
DANS LE SCÉNARIO 1
% déviation par rapport à l'année de base



SCÉNARIO 1 : Dévaluation de 50 %
 SCÉNARIO 2 : Dévaluation de 50 % et Réduction de 20 % du salaire des fonctionnaires

FIG. 35 : PIB SOUS SCÉNARIOS 1 & 2
 % déviation par rapport à l'année de base

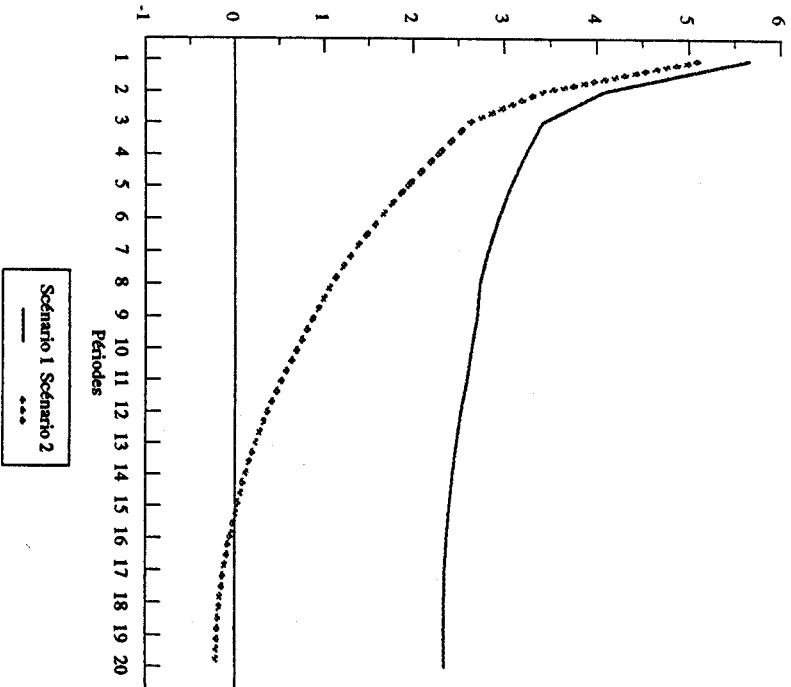
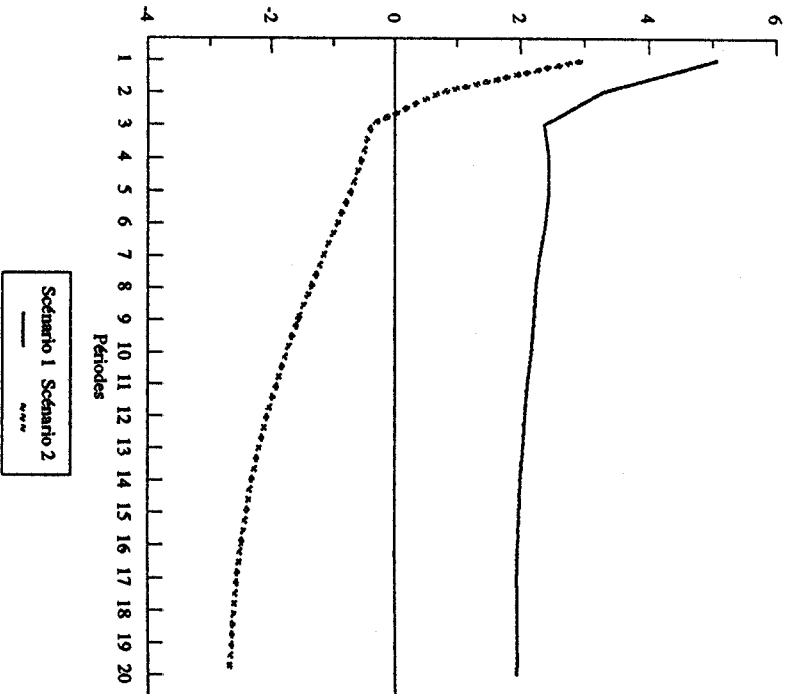


FIG. 36 : CONSOMMATION SOUS SCÉNARIOS 1 & 2
 % déviation par rapport à l'année de base



SCÉNARIO 1 : Dévaluation de 50 %
 SCÉNARIO 2 : Dévaluation de 50 % et Réduction de 20 % du salaire des fonctionnaires

FIG. 37 : L'INVESTISSEMENT SOUS SCÉNARIOS 1 & 2
 % déviation par rapport à l'année de base

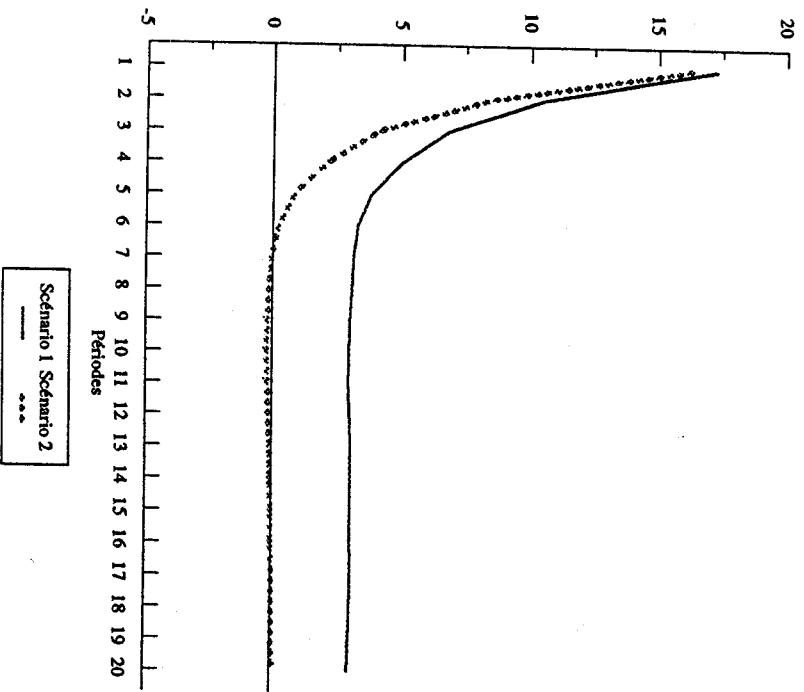
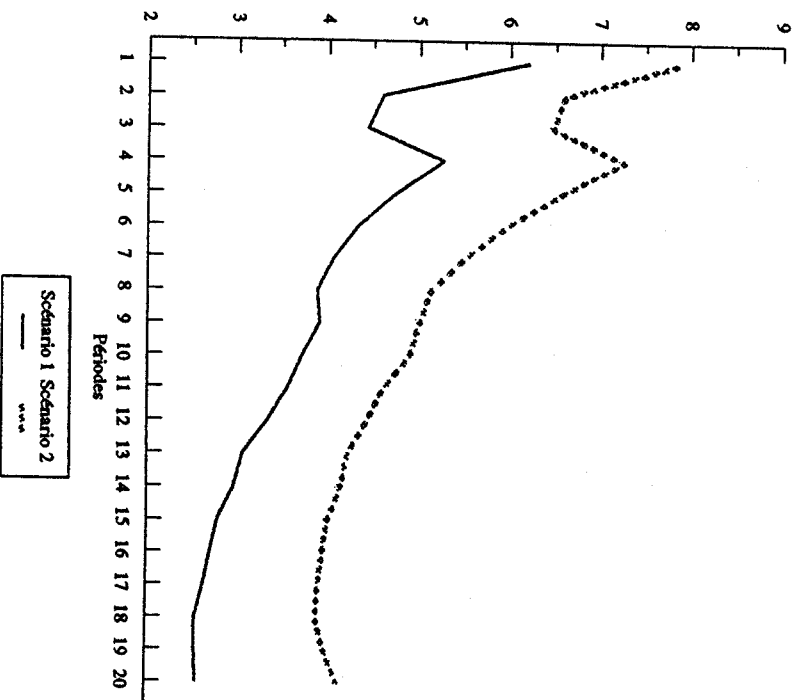


FIG. 38 : EXPORTATIONS SOUS SCÉNARIOS 1 & 2
 % déviation par rapport à l'année de base



SCÉNARIO 1 : Dévaluation de 50 %
 SCÉNARIO 2 : Dévaluation de 50 % et Réduction de 20 % du salaire des fonctionnaires

FIG. 39 : IMPORTATIONS SOUS SCÉNARIOS 1 & 2
 % déviation par rapport à l'année de base

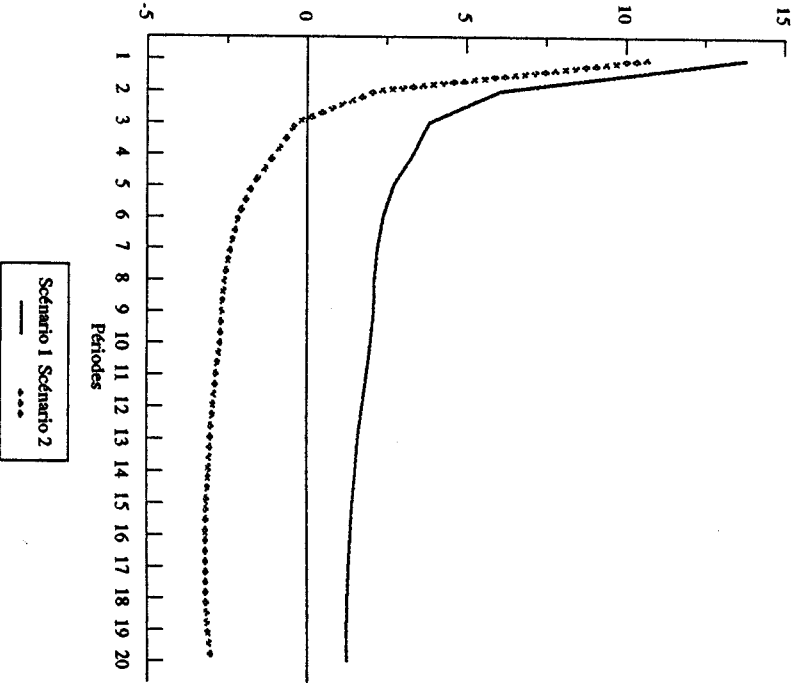
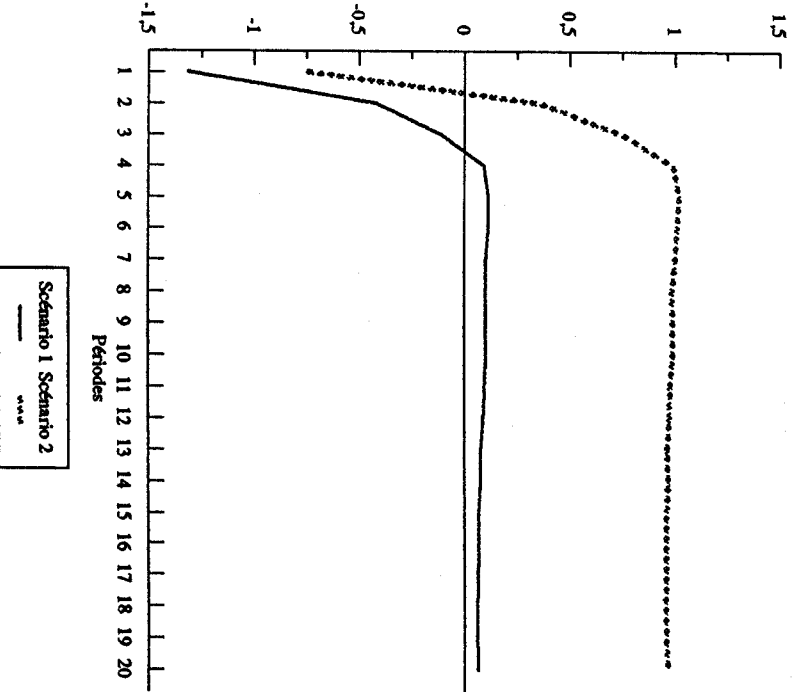


FIG. 40 : BALANCE COMMERCIALE SOUS SCÉNARIOS 1 & 2
 % déviation par rapport à l'année de base



SCÉNARIO 1 : Dévaluation de 50 %
 SCÉNARIO 2 : Dévaluation de 50 % et Réduction de 20 % du salaire des fonctionnaires

FIG. 41: PRIX À LA CONSOMMATION SOUS SCÉNARIOS 1 & 2
 % déviation par rapport à l'année de base

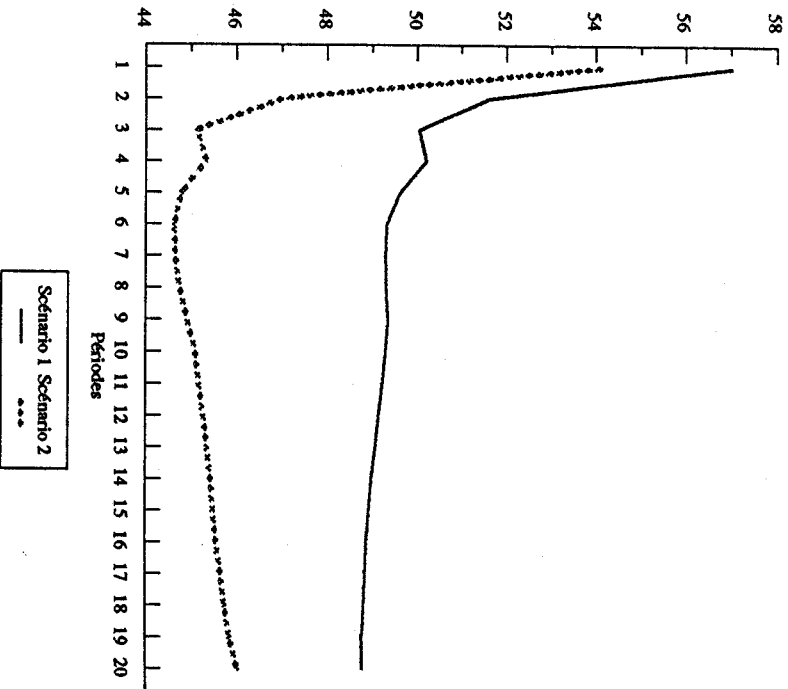
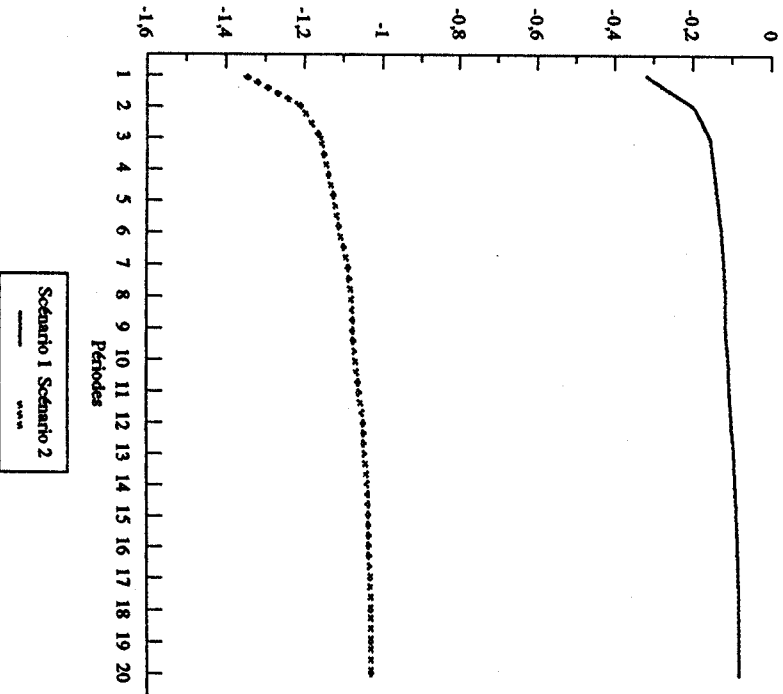


FIG. 42: DÉFICIT GOUVERNEMENTAL SOUS SCÉNARIOS 1 & 2
 % déviation par rapport à l'année de base



SCÉNARIO 1 : Dévaluation de 50 %
SCÉNARIO 2 : Dévaluation de 50 % et Réduction de 20 % du salaire des fonctionnaires

FIG. 43: SALAIRE NOMINAL SOUS SCÉNARIOS 1 & 2
% déviation par rapport à l'année de base

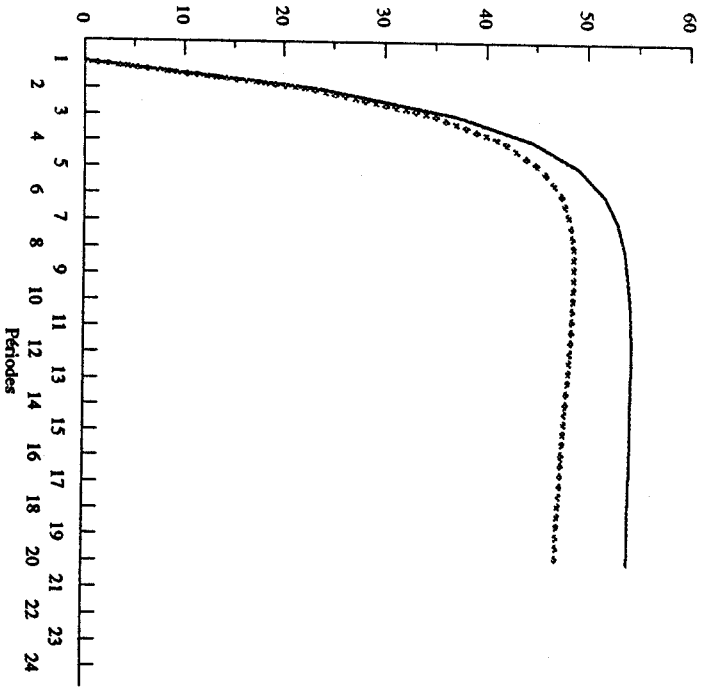


FIG. 44: L'EMPLOI SOUS SCÉNARIOS 1 & 2
% déviation par rapport à l'année de base

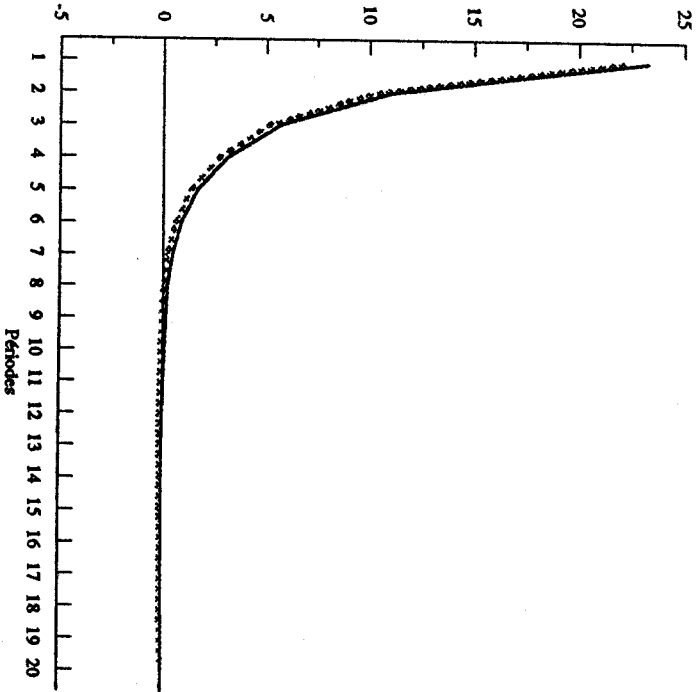


TABLEAU 6a :
VALEURS DES ÉLASTICITÉS ET PARAMÈTRES
CLÉS DU MODÈLE (SCÉNARIO DE BASE)

	Cultures vivrières	Cultures Indust.	Indust.	Services
Elasticité de substitution Armington (σ_{ci})	0.75	0.75	0.90	0.75
Elasticité de substitution entre capit. et trav. (σ_{pi})	0.90	0.90	0.90	0.90
Elasticité de substitution fonction CET (σ_{Ti})	0.95	0.95	0.95	0.95
Taux de dépréciation du capital (δ_i)	0.10	0.10	0.10	0.10
Paramètre du coût d'ajustement (β_i)	19.60	19.60	19.60	19.60
Taux de taxe sur les exportations (tx_i)	0.0	- 0.027	0.0	0.004
Taux de taxe sur les importations (tm_i)	0.158	0.003	0.188	0.0
Taux de taxe sur les ventes domestiques (tv_i)	0.0	-0.020	0.017	0.019

TABLEAU 6a (suite) :
VALEURS DES ÉLASTICITÉS ET PARAMÈTRES
CLÉS DU MODÈLE (SCÉNARIO DE BASE)

Taux d'escompte psychologique (ρ)	0.06
Élasticité de substitution intertemporelle ($1/\sigma$)	1
Élasticité de substitution fonction de consommation agrégée (σ_{c1})	0.9
Paramètre d'ajustement du salaire nominal (θ)	1
Taux de taxation des salaires	0.167

TABLEAU 6b :
 CARACTÉRISTIQUES STRUCTURELLES DE L' ÉCONOMIE
 DU BÉNIN À L'ANNÉE DE BASE 1992

	cultures vivrières	cultures indust.	Industries	Services	Part dans le PIB
Consommation privée	0.32	0.01	0.46	0.21	0.82
Dépenses gouvernement.	0.0	0.0	0.0	1.0	0.15
Investissement	0.42	0.05	0.14	0.39	0.14
Exportations	0.05	0.01	0.38	0.56	0.27
Importations	0.02	0.01	0.91	0.06	0.38
Valeur ajoutée	0.32	0.04	0.14	0.51	1
Emploi	0.01	0.01	0.12	0.31	

Déficit courant/PIB : - 0.02

Emploi du secteur public: 0.55

TABLEAU 7:**RÉSULTATS DE SIMULATION:
ÉVOLUTION DES AGRÉGATS**

(% déviation par rapport à l'année de base)

Scénario S1: Dévaluation de 50 %

Scénario S2 : Dévaluation de 50 % + Réduction de 20 % des salaires des fonctionnaires

Périodes	PIB		Consommation		Investissement	
	S1	S2	S1	S2	S1	S2
1	5.65	5.12	5.06	2.96	17.25	16.32
2	4.08	3.42	3.27	0.75	10.49	8.48
3	3.41	2.62	2.37	-0.39	6.84	4.18
4	3.23	2.27	2.43	-0.53	5.01	2.13
5	3.07	1.93	2.43	-0.72	3.82	0.83
6	2.94	1.62	2.38	-0.93	3.30	0.21
7	2.82	1.33	2.29	-1.17	3.14	-0.05
8	2.73	1.08	2.23	-1.37	3.11	-0.16
9	2.70	0.88	2.20	-1.58	3.01	-0.21
10	2.64	0.70	2.16	-1.76	3.00	-0.24
15	2.40	0.02	1.97	-2.40	3.08	-0.04
20	2.34	-0.23	1.93	-2.69	3.02	0.08

TABLEAU 7 (suite)**RÉSULTATS DE SIMULATION:
ÉVOLUTION DES AGRÉGATS**

(% déviation par rapport à l'année de base)

Scénario S1: Dévaluation de 50 %

Scénario S2 : Dévaluation de 50 % + Réduction de 20 % des salaires des fonctionnaires

Périodes	Importations		Exportations		Bal. Com.	
	S1	S2	S1	S2	S1	S2
1	13.77	10.74	6.19	7.85	-1.32	-0.75
2	6.03	2.19	4.60	6.60	-0.42	0.36
3	3.82	-0.34	4.45	6.47	-0.11	0.75
4	3.33	-1.01	5.28	7.27	0.09	0.99
5	2.71	-1.73	4.76	6.57	0.11	0.10
6	2.39	-2.15	4.34	5.97	0.11	0.10
7	2.21	-2.42	4.07	5.52	0.10	0.99
8	2.12	-2.60	3.89	5.14	0.09	0.98
9	2.10	-2.68	3.92	5.03	0.11	0.98
10	1.99	-2.74	3.73	4.91	0.10	0.98
15	1.41	-3.16	2.79	4.01	0.06	0.96
20	1.24	-3.04	2.56	4.13	0.06	0.96

TABLEAU 7 (suite)

**RÉSULTATS DE SIMULATION:
ÉVOLUTION DES AGREGATS**

(% déviation par rapport à l'année de base)

Scénario S1: Dévaluation de 50 %

Scénario S2 : Dévaluation de 50 % + Réduction de 20 % des salaires des
fonctionnaires

Périodes	Prix de la cons. agrégée		Déficit budgétaire		Salaire nominal		Emploi	
	S1	S2	S1	S2	S1	S2	S1	S2
1	57.97	54.13	-0.32	-1.35	0.00	0.00	23.24	22.17
2	51.68	47.02	-0.19	-1.21	23.24	22.17	11.02	10.22
3	50.03	45.13	-0.15	-1.16	36.82	34.66	5.69	5.14
4	50.23	45.32	-0.14	-1.14	44.61	41.58	3.13	2.73
5	49.61	44.78	-0.13	-1.12	49.13	45.45	1.64	1.33
6	49.35	44.62	-0.12	-1.11	51.58	47.38	0.87	0.61
7	49.27	44.63	-0.12	-1.09	52.90	48.28	0.44	0.22
8	49.29	44.73	-0.11	-1.08	53.57	48.61	0.22	0.02
9	49.33	44.90	-0.11	-1.07	53.91	48.65	0.14	-0.05
10	49.28	45.08	-0.11	-1.07	54.13	48.58	0.07	-0.08
15	48.91	45.49	-0.08	-1.03	54.18	47.64	-0.03	-0.11
20	48.77	46.01	-0.08	-1.03	53.98	46.98	0.00	-0.03

TABLEAU 8

**RÉSULTATS DE SIMULATION:
VALEURS AJOUTÉES SECTORIELLES**
(% déviation par rapport à l'année de base)

Scénario S1: Dévaluation de 50 %

Scénario S2 : Dévaluation de 50 % + Réduction de 20 % des salaires des fonctionnaires

Périodes	Agriculture vivrière		Cultures industrielles		Industries		Services	
	S1	S2	S1	S2	S1	S2	S1	S2
1	0.39	0.36	0.76	0.73	8.55	8.43	8.67	8.27
2	2.28	2.89	6.97	6.65	7.99	7.71	3.77	3.22
3	2.79	2.76	8.87	8.29	7.49	7.08	2.66	1.98
4	1.45	1.11	8.55	7.75	6.22	5.67	3.75	3.01
5	1.92	1.33	6.70	5.71	4.85	4.16	3.52	2.63
6	2.17	1.34	5.89	4.70	4.26	3.43	3.23	2.20
7	2.25	1.20	5.57	4.19	4.12	3.13	2.97	1.80
8	2.27	1.03	5.57	3.98	4.18	3.05	2.75	1.44
9	2.13	0.64	5.74	3.96	4.12	2.98	2.79	1.33
10	2.25	0.30	5.96	4.00	4.19	2.98	2.55	1.21
15	3.08	-0.29	6.86	4.23	4.87	3.48	1.19	0.08
20	3.31	-1.19	7.04	3.98	4.97	3.46	0.87	0.27

TABLEAU 9**RÉSULTATS DE SIMULATION:
INVESTISSEMENT SECTORIEL**

(% déviation par rapport à l'année de base)

Scénario S1: Dévaluation de 50 %

Scénario S2 : Dévaluation de 50 % + Réduction de 20 % des salaires des fonctionnaires

Périodes	Agriculture vivrière		Cultures industrielles		Industries		Services	
	S1	S2	S1	S2	S1	S2	S1	S2
1	26.50	27.64	67.58	64.80	59.59	58.22	-14.4	-17.1
2	3.34	2.41	28.04	25.12	29.55	27.33	9.10	6.11
3	-10.45	-13.6	6.51	3.59	-4.93	-7.44	29.75	27.63
4	6.46	3.64	-9.88	-12.6	-7.14	-9.73	9.71	6.66
5	4.59	1.58	-1.27	-4.29	1.38	-1.23	4.54	1.42
6	3.04	0.07	2.81	-0.42	7.11	4.01	2.29	-0.91
7	2.50	-0.54	5.68	2.23	9.44	6.22	1.24	-2.07
8	0.97	-2.83	7.55	3.89	4.66	4.38	4.29	0.54
9	3.34	-2.77	8.19	4.48	8.59	5.42	0.04	-0.09
10	3.41	-0.89	8.06	4.35	9.17	8.97	-0.30	-3.44
15	4.01	-1.60	7.71	3.94	12.00	7.30	-1.08	-1.51
20	3.70	-3.95	7.24	3.46	8.91	4.80	-0.35	2.29

TABLEAU 10**RÉSULTATS DE SIMULATION:
EXPORTATIONS SECTORIELLES**

(% déviation par rapport à l'année de base)

Scénario S1: Dévaluation de 50 %

Scénario S2 : Dévaluation de 50 % + Réduction de 20 % des salaires des fonctionnaires

Périodes	Agriculture vivrière		Cultures industrielles		Industries		Services	
	S1	S2	S1	S2	S1	S2	S1	S2
1	-10.4	-6.64	-26.4	-24.1	4.74	6.64	9.29	10.58
2	-0.06	5.42	6.06	8.89	9.44	11.85	1.74	3.15
3	1.85	7.66	17.62	20.19	10.23	12.72	0.53	1.89
4	-0.98	4.19	19.53	21.62	8.34	10.71	3.48	4.94
5	0.81	5.69	15.14	16.79	6.42	8.58	3.77	5.09
6	1.75	6.25	13.26	14.44	5.62	7.60	3.52	4.68
7	2.09	6.26	12.31	13.05	5.52	7.30	3.11	4.10
8	2.17	6.01	12.18	12.50	5.69	7.29	2.66	3.48
9	1.89	5.22	13.15	12.66	5.61	7.23	2.77	3.37
10	2.21	4.49	14.04	12.91	5.82	7.28	2.25	3.19
15	4.31	3.37	16.67	12.89	7.51	8.54	-0.21	0.85
20	4.94	1.24	17.30	11.74	7.83	8.40	-1.47	1.37

TABLEAU 11

**RÉSULTATS DE SIMULATION:
IMPORTATIONS PAR TYPE DE PRODUITS**

(% déviation par rapport à l'année de base)

Scénario S1: Dévaluation de 50 %

Scénario S2 : Dévaluation de 50 % + Réduction de 20 % des salaires des fonctionnaires

Périodes	Agriculture vivrière		Cultures industrielles		Industries		Services	
	S1	S2	S1	S2	S1	S2	S1	S2
1	10.56	6.73	32.29	28.80	13.98	10.95	7.81	5.15
2	5.35	0.78	7.80	4.67	6.08	2.14	6.59	3.32
3	3.61	-1.26	1.51	-1.49	3.75	-0.44	5.63	2.09
4	3.58	-1.46	-0.55	-3.51	3.32	-1.05	4.13	0.38
5	2.88	-2.26	-0.41	-3.44	2.71	-1.76	3.17	-0.69
6	2.53	-2.70	-0.36	-3.40	2.39	-2.18	2.83	-1.16
7	2.38	-2.95	-0.17	-3.25	2.20	-2.46	2.78	-1.33
8	2.35	-3.07	-0.07	-3.17	2.09	-2.65	2.89	-1.34
9	2.35	-3.14	-0.54	-3.34	2.08	-2.73	2.82	-1.45
10	2.29	-3.17	-0.85	-3.46	1.96	-2.79	2.95	-1.48
15	2.04	-3.33	-1.31	-3.05	1.29	-3.28	3.94	-0.98
20	1.94	-3.24	-1.50	-2.57	1.10	-3.14	4.13	-1.22

TABLEAU 12**ANALYSE DE SENSIBILITÉ PAR RAPPORT À L'ÉLASTICITÉ DE
SUBSTITUTION INTERTEMPORELLE**

(% déviation par rapport à l'année de base)

Scénario S3 : Dévaluation de 50 % avec $1/\sigma = 1$.Scénario S4 : Dévaluation de 50 % avec $1/\sigma = 0.5$.

Périodes	PIB		Consommation		Investissement	
	S3	S4	S3	S4	S3	S4
1	5.65	4.33	5.06	1.85	17.25	7.27
2	4.08	3.01	3.27	1.42	10.49	6.85
3	3.41	2.31	2.37	1.34	6.84	5.46
4	3.23	2.08	2.43	1.33	5.01	4.27
5	3.07	1.91	2.43	1.37	3.82	3.62
6	2.94	1.87	2.38	1.37	3.30	3.31
7	2.82	1.84	2.29	1.35	3.14	3.30
8	2.73	1.83	2.23	1.32	3.11	3.47
9	2.70	1.85	2.20	1.40	3.01	3.58
10	2.64	1.96	2.16	1.47	3.00	3.59
15	2.40	2.36	1.97	1.82	3.08	3.89
20	2.34	2.73	1.93	2.12	3.02	4.15

TABLEAU 12 (suite)

**ANALYSE DE SENSIBILITÉ PAR RAPPORT À L'ÉLASTICITÉ DE
SUBSTITUTION INTERTEMPORELLE**

(% déviation par rapport à l'année de base)

Scénario S3 : Dévaluation de 50 % avec $1/\sigma = 1$.

Scénario S4 : Dévaluation de 50 % avec $1/\sigma = 0.5$.

Périodes	Importations		Exportations		Balance comm.	
	S3	S4	S3	S4	S3	S4
1	13.77	5.20	6.19	9.86	-1.32	0.33
2	6.03	3.79	4.60	6.42	-0.42	0.16
3	3.82	2.77	4.45	4.32	-0.11	0.07
4	3.33	2.27	5.28	3.81	0.09	0.09
5	2.71	1.73	4.76	2.91	0.11	0.06
6	2.39	1.57	4.34	2.78	0.11	0.06
7	2.21	1.56	4.07	2.74	0.10	0.06
8	2.12	1.63	3.89	2.84	0.09	0.06
9	2.10	1.68	3.92	2.82	0.11	0.05
10	1.99	1.83	3.73	3.15	0.10	0.07
15	1.41	2.11	2.79	3.70	0.06	0.09
20	1.24	2.47	2.56	4.34	0.06	0.11

TABLEAU 12 (suite)

**ANALYSE DE SENSIBILITÉ PAR RAPPORT À L'ÉLASTICITÉ DE
SUBSTITUTION INTERTEMPORELLE**

(% déviation par rapport à l'année de base)

Scénario S3 : Dévaluation de 50 % avec $1/\sigma = 1$.

Scénario S4 : Dévaluation de 50 % avec $1/\sigma = 0.5$.

Périodes	Prix de la consom. agrégée		Déficit gouvernemental		Salaire nominal		Emploi	
	S3	S4	S3	S4	S3	S4	S3	S4
1	57.97	49.79	-0.32	-0.21	0.00	0.00	23.24	20.47
2	51.68	50.49	-0.19	-0.15	23.24	20.47	11.02	10.93
3	50.03	50.55	-0.15	-0.10	36.82	33.64	5.69	5.81
4	50.23	50.30	-0.14	-0.09	44.61	41.41	3.13	3.18
5	49.61	49.86	-0.13	-0.07	49.13	45.91	1.64	1.74
6	49.35	49.69	-0.12	-0.07	51.58	48.45	0.87	0.98
7	49.27	49.74	-0.12	-0.06	52.90	49.92	0.44	0.52
8	49.29	49.90	-0.11	-0.06	53.57	50.69	0.22	0.26
9	49.33	49.99	-0.11	-0.06	53.91	51.09	0.14	0.13
10	49.28	50.01	-0.11	-0.07	54.13	51.30	0.07	0.14
15	48.91	49.90	-0.08	-0.09	54.18	52.29	-0.03	0.13
20	48.77	49.89	-0.08	-0.11	53.98	53.24	0.00	0.12

TABLEAU 13**VALEURS AJOUTÉES SECTORIELLES SOUS SCÉNARIO 3 ET 4**

(% déviation par rapport à l'année de base)

Scénario S3 : Dévaluation de 50 % avec $1/\sigma = 1$.Scénario S4 : Dévaluation de 50 % avec $1/\sigma = 0.5$.

Périodes	Agriculture vivrière		Cultures industrielles		Industries		Services	
	S3	S4	S3	S4	S3	S4	S3	S4
1	0.39	0.33	0.76	0.66	8.55	7.39	8.67	7.92
2	2.28	0.16	6.97	5.39	7.99	7.21	3.77	4.48
3	2.79	0.72	8.87	5.78	7.49	6.62	2.66	2.54
4	1.45	0.81	8.55	4.75	6.22	5.50	3.75	2.31
5	1.92	1.59	6.70	4.10	4.85	4.97	3.52	1.50
6	2.17	1.71	5.89	3.70	4.26	4.60	3.23	1.44
7	2.25	1.68	5.57	3.34	4.12	4.62	2.97	1.42
8	2.27	1.54	5.57	3.38	4.18	4.93	2.75	1.44
9	2.13	1.63	5.74	3.41	4.12	5.21	2.79	1.37
10	2.25	1.46	5.96	3.61	4.19	5.25	2.55	1.72
15	3.08	1.78	6.86	4.63	4.87	5.60	1.19	2.17
20	3.31	1.81	7.04	5.57	4.97	5.78	0.87	2.80

TABLEAU 14**INVESTISSEMENTS SECTORIELS SOUS SCÉNARIO 3 ET 4**

(% déviation par rapport à l'année de base)

Scénario S3 : Dévaluation de 50 % avec $1/\sigma = 1$.Scénario S4 : Dévaluation de 50 % avec $1/\sigma = 0.5$.

Périodes	Agriculture vivrière		Cultures industrielles		Industries		Services	
	S3	S4	S3	S4	S3	S4	S3	S4
1	26.50	-0.31	67.58	51.42	59.59	46.96	-14.4	-4.47
2	3.34	6.46	28.04	10.53	29.55	34.34	9.10	-3.08
3	-10.45	1.96	6.51	-4.22	-4.93	3.51	29.75	11.18
4	6.46	8.90	-9.88	-1.50	-7.14	12.09	9.71	-2.78
5	4.59	2.89	-1.27	0.14	1.38	5.76	4.54	4.09
6	3.04	1.52	2.81	-0.02	7.11	12.34	2.29	2.43
7	2.50	0.30	5.68	3.69	9.44	17.15	1.24	1.49
8	0.97	2.42	7.55	3.57	4.66	17.22	4.29	-0.35
9	3.34	-0.09	8.19	5.47	8.59	7.76	0.04	5.66
10	3.41	2.41	8.06	5.90	9.17	10.78	-0.30	1.99
15	4.01	1.90	7.71	6.64	12.00	9.20	-1.08	1.81
20	3.70	1.79	7.24	7.49	8.91	8.72	-0.35	4.62

TABLEAU 15**EXPORTATIONS SECTORIELLES SOUS SCÉNARIOS 3 ET 4**

(% déviation par rapport à l'année de base)

Scénario S3 : Dévaluation de 50 % avec $1/\sigma = 1$.Scénario S4 : Dévaluation de 50 % avec $1/\sigma = 0.5$.

Périodes	Agriculture vivrière		Cultures industrielles		Industries		Services	
	S3	S4	S3	S4	S3	S4	S3	S4
1	-10.4	-3.05	-26.4	-19.57	4.74	8.96	9.29	12.20
2	-0.06	-3.34	6.06	2.60	9.44	9.74	1.74	5.11
3	1.85	-1.87	17.62	6.32	10.23	9.54	0.53	1.32
4	-0.98	-1.20	19.53	4.87	8.34	7.93	3.48	1.46
5	0.81	0.92	15.14	3.66	6.42	7.44	3.77	0.04
6	1.75	1.39	13.26	2.92	5.62	0.69	3.52	0.13
7	2.09	1.32	12.31	1.23	5.52	0.69	3.11	0.08
8	2.17	0.85	12.18	0.49	5.69	0.75	2.66	-0.03
9	1.89	0.84	13.15	-0.22	5.61	7.93	2.77	-0.36
10	2.21	0.33	14.04	0.47	5.82	7.88	2.25	0.29
15	4.31	0.72	16.67	3.92	7.51	8.25	-0.21	0.90
20	4.94	0.44	17.30	7.45	7.83	8.28	-1.47	1.97

TABLEAU 16

**IMPORTATIONS PAR TYPE DE PRODUITS
SOUS SCÉNARIOS 3 ET 4**

(% déviation par rapport à l'année de base)

Scénario S3 : Dévaluation de 50 % avec $1/\sigma = 1$.

Scénario S4 : Dévaluation de 50 % avec $1/\sigma = 0.5$.

Périodes	Agriculture vivrière		Cultures industrielles		Industries		Services	
	S3	S4	S3	S4	S3	S4	S3	S4
1	10.56	3.31	32.29	22.48	13.98	5.23	7.81	2.17
2	5.35	3.25	7.80	7.95	6.08	3.76	6.59	3.62
3	3.61	2.99	1.51	5.33	3.75	2.66	5.63	4.23
4	3.58	2.56	-0.55	4.63	3.32	2.18	4.13	3.50
5	2.88	2.17	-0.41	4.50	2.71	1.60	3.17	3.52
6	2.53	1.98	-0.36	4.40	2.39	1.45	2.83	3.26
7	2.38	1.99	-0.17	5.26	2.20	1.43	2.78	3.27
8	2.35	2.14	-0.07	6.04	2.09	1.48	2.89	3.48
9	2.35	2.31	-0.54	6.77	2.08	1.51	2.82	3.78
10	2.29	2.43	-0.85	6.51	1.96	1.68	2.95	3.68
15	2.04	2.70	-1.31	5.26	1.29	1.98	3.94	3.91
20	1.94	2.99	-1.50	3.90	1.10	2.37	4.13	3.94

BIBLIOGRAPHIE

- Agénor, P.-R. et P.J. Montiel (1996), *Development Macroeconomics*, Princeton University Press, Princeton, N.J.
- Arize, A. et K. Afifi (1987), << An econometric examination of import demand function in thirty developing countries >>, *Journal of Post-keynesian Economies*, vol 9, no 4, 604-616
- Armington, P. (1969), «A theory of demand for Products Distinguished by Place of production», *IMF Staff Papers*, 16, pp. 159-178.
- Blanchard, O.J. et S. Fisher (1989), *Lectures on Macroeconomics*, MIT Press, Cambridge, MA.
- Blanchard, O.J. et J. Sachs (1982), << Anticipations, Récessions et Politique économique: un modèle de déséquilibre intertemporel >>, *Annales de l'INSEE*, no 47-48, 509-536.
- Bourguignon, F., W. Branson et J. de Melo (1992), «Adjustment and income distribution: A micro-macro model for counterfactual analysis», *Journal of Development Economics*. 38, 17-39.
- Bourguignon, F., J. de Melo et A. Suwa-Eisenmann (1995), «Dévaluation et Compétitivité en Côte-d'Ivoire», *Revue Économique*, vol. 46 n° 1.
- Bovenberg, L.A. (1989), << Promoting investment under capital mobility: an intertemporal general equilibrium analysis, NBER working paper, no 3139

- Brock, W. (1974), «Money and Growth: the Case of Long Run Perfect Foresight», *International Economic Review*, 15, 750-777.
- Calvo, G.A. (1979), «On Models of Money and Perfect Foresight», *International Economic Review*, 20, 83-103.
- Cardia, E. (1992), «Crowding out in open Economies: results from a simulation study», *Canadian Journal of Economics*, XXV n° 3, August, 708-728.
- David, G. (1994), *La dévaluation du franc CFA dans les pays africains de la zone franc*, DIAL, ORSTOM, Paris
- Dissou, Y. et B. Decaluwé (1995), «External shocks and adjustment in Côte d'Ivoire: A dynamic general equilibrium analysis», *Cahier de recherche 9520*, Département d'Économique, CREFA, Université Laval, Québec, 1995.
- Dervis, K., J. de Melo et S. Robinson (1979), «Les modèles d'équilibre général calculables et le commerce international», *Économie Appliquée XXXII*, n° 4, 685-709.
- Devarajan, S., et D.S. Go (1995), «The simplest Dynamic General Equilibrium Model of an Open Economy», mimeo, The world Bank.
- Doroodian, K. (1993), «<< Macroeconomics Performance and Adjustment under Policies Commonly Supported by the International Monetary Fund. >>», *Economic Development and Cultural Change* 41, July, 849-64

- Edwards, S. (1986), «Are devaluations contractionary ?», *Review of Economics and Statistics*, 68, 501-508.
- Edwards, S. (1989), «Disequilibrium and Structural adjustment» in H.B. Chenery and T.N. Srinivasan (Eds), *Handbook of Development Economics*, Amsterdam: North-Holland.
- Fargeix, A. and E. Sadoulet (1994), «A financial computable general equilibrium model for the analysis of stabilization programs», in J. Mercenier and T.N. Srinivasan (Eds), *Applied General Equilibrium and Economic Development: Present Achievements and Future trends*, The University of Michigan Press, Ann Arbor.
- Feenstra, R.C. (1986), «Functional Equivalence between liquidity costs and the utility of money», *Journal of Monetary Economics*, 17, 271-291.
- Fisher, S. (1979), «Capital Accumulation on the transition path in a monetary optimizing model *Econometrica*, 47, 1433-1439.
- Go, S.D. (1994), «External shocks, adjustment policies and investment in a developing economy: Illustrations from a forward-looking CGE model of the Philippines», *Journal of Development Economics*, 44, 229-261.
- Gould, J.P. (1968), «Adjustment costs in the theory of Investment of the firm », *Review of Economic Studies*, 35, 47-55.
- Goulder L. et B. Eichengreen (1989), «<< Trade Liberalization in General Equilibrium: Intertemporal and Inter-Industry Effects >>», NBER working papers series, no 2965.

- Goulder, L.H. et L.H. Summers (1989), «Tax policy, Asset Prices and Growth: A general equilibrium analysis», *Journal of public Economics*, 38, 285-296.
- Gylfason, T. et M. Radetzki (1991), «<< Does Devaluation Make Sense in the Least Developed Countries? >>», *Economic Development and Cultural Change*, 40, October, 1-25
- Gylfason, T. et M. Schmid (1983), «<< Does Devaluation cause Stagflation? >>», *Canadian Journal of Economics* 16, November, 641-54.
- Jacquemot P. et E. Assidon (1988), *Politiques de change et ajustement en Afrique*, Ministère de la Coopération et du Développement, Paris.
- Kamas, L. (1992), «<< Devaluation, National output and the trade balance: somme evidence from Colombia. >>», *Weltwirtschaftliches Archives*, 128(3), 425-44.
- Kamin, S.B. (1988), «<< Devaluation, External Balance and Macroeconomic Performance: A look at the numbers >>», *Study in International*, No 62, Princeton University.
- Kamin, S.(1 1995), «<< Contractionary devaluation with black markets for foreign exchange >>», *Journal of Policy Modeling*, 17(1), 39-57.

- Katseli, L. (1983), «Devaluations: A critical appraisal of the IMF's policy prescriptions», *American Economic Review Papers and Proceedings*, May, 359-364.
- Khan, M.S. (1990), << Evaluating the effects of IMF-Supported Adjustment Programmes: A survey >>, in *International Finance and the less Developed Countries*, edited by Kate Phylaktis and Mahmood Pradham, St. Martin's Press.
- Khan M.S et M.D. Knight (1985), << Funds supported adjustment programs and economic growth >>, *IMF occasional papers*, no 41.
- Killick, T. M., M. Malik et M. Manuel (1992), << What can we know about the effects of IMF Programmes >>, *World Economy*, 15, September, 599-632.
- Korkman, S.(1978), << The devaluation cycle >>, *Oxford Economic Papers*, 357-366
- Kouri, P.J (1979), << Profitability and growth in a small open economy>> in A.Lindbeck, ed., *Inflation and unemployment in open economies*, North- holland, Amsterdam.
- Krugman, P. and L. Taylor (1978), «Contractionary Effects of Devaluations», *Journal of International Economics*, 8, 445-456.
- Lewis, J. (1992), «Financial Repression and Liberalization in a General Equilibrium Model with Financial Markets», *Journal of Policy Modeling*, 14 (2), 135-166.

- Lizondo, J. et P. Montiel (1989), «Contractionary devaluation in developing countries, an analytical overview», *IMF Staff Papers*, vol. 36, n° 1, septembre, 182-227.
- Lucas, R.E. (1967), «Adjustment Costs and the theory of supply», *Journal of Political Economy*, vol. 75, 321-334.
- Mercenier, J. (1987), «Contribution à l'étude de la dynamique macroéconomique», thèse de doctorat, Université libre de Bruxelles.
- Mercenier, J. (1989), «On wealth effects in sticky-Price Exchange Rate Models with Optimizing Agents», *Working Paper* n° 3689, C.R.D.E., Université de Montréal, 34 pages.
- Mercenier, J. and da C. Sampaio de Souza (1994), «Structural Adjustment and Growth in a highly Indebted Economy: Brazil», in Mercenier J. and T.N. Srinivasan (Eds), *Applied General Equilibrium and Economic Development: Present Achievements and Future Trends*, The University of Michigan Press.
- Mercenier, J. and P. Michel (1994), «Discrete Time Finite Horizon Approximation of Optimal Growth with Steady-State Invariance», *Econometrica*, 62 (3), 635-656.
- Obstfeld, M. (1982), «Relative Prices, Employment and the Exchange Rate in an Economy with Foresight», *Econometrica*, 50 (5), 1219-1242.
- Obstfeld, M., (1984), «Multiple Stable Equilibria in an Optimizing Perfect Foresight Model», *Econometrica*, 52, 223-228.

- Ostry, J.D. et C. Reinhart (1991), << Private Saving and Terms of trade shocks: Evidence from developing countries >>, *IMF working paper*, no 100
- Raffinot M. (1991), << Dette extérieure et ajustement structurel >>, EDICEF, Vanves Cedex.
- Risager, Ole (1988), << Devaluation, Profitability and Investment. >>, *Scandinavian Journal of Economics* 90, June, 125-40
- Robinson, S. (1991), «Macroeconomics, Financial Variables, and Computable General Equilibrium Models», *World Development*, vol. 19, n° 11, November, 1509-1525.
- Schmidt-Hebbel, K. and L. Serven (1992), «Dynamic Response to foreign transfers and terms-of-trade shocks in Open Economies», *Working Papers Policy research* WPS 1061, The World Bank.
- Sen P. (1991), «Imported input price and the current account in an optimizing model without capital mobility», *Journal of Economic Dynamics and Control*, 15, 91-101.
- Senhadji, A. (1994), << Sources of debt accumulation in a small open economy >>, mimeo, University of Pennsylvania
- Shoven, J. et J. Whalley (1992), *Applying General Equilibrium*, Cambridge University Press, Cambridge, MA.
- Sidrauski, M. (1967), «Rational Choice and Patterns of Growth in a Monetary Economy», *American Economic Review*, 57, 534-544.

- Soren, B.N. (1991), «Current-account effects of a devaluation in an optimizing model with capital accumulation», *Journal of Economic Dynamics and Control*, 15, 569-588.
- Taylor, L. (1983), *Structuralist macroeconomics: Applicable Models for the Third World*, Basic Books.
- Tegene, A. (1989), «ON the effects of relative prices and effective exchange rates on trade flows of LDCs >>, *Applied Economics*, 21(11), 1447-1463
- Treadway, A. (1969), «On Rational Entrepreneurial Behavior and the Demand for Investment», *Review of Economic Studies*, 36, 227-239.
- Van Wijnbergen, S. (1986), «Exchange Rate Management and Stabilization Policies in Developing Countries» in S. Edwards and L. Ahamal (Eds.), *Economic Adjustment and Exchange Rates in Developing Countries*, University of Chicago Press.