

<b>Zeitschrift:</b>	Revue économique et sociale : bulletin de la Société d'Etudes Economiques et Sociales
<b>Herausgeber:</b>	Société d'Etudes Economiques et Sociales
<b>Band:</b>	62 (2004)
<b>Heft:</b>	1: Dépenses publiques, croissances et développement
<b>Artikel:</b>	La gestion macroéconomique de la demande est aussi possible dans un petit pays
<b>Autor:</b>	Ettlin, Franz / Gaillard, Serge
<b>DOI:</b>	<a href="https://doi.org/10.5169/seals-141502">https://doi.org/10.5169/seals-141502</a>

### **Nutzungsbedingungen**

Die ETH-Bibliothek ist die Anbieterin der digitalisierten Zeitschriften auf E-Periodica. Sie besitzt keine Urheberrechte an den Zeitschriften und ist nicht verantwortlich für deren Inhalte. Die Rechte liegen in der Regel bei den Herausgebern beziehungsweise den externen Rechteinhabern. Das Veröffentlichen von Bildern in Print- und Online-Publikationen sowie auf Social Media-Kanälen oder Webseiten ist nur mit vorheriger Genehmigung der Rechteinhaber erlaubt. [Mehr erfahren](#)

### **Conditions d'utilisation**

L'ETH Library est le fournisseur des revues numérisées. Elle ne détient aucun droit d'auteur sur les revues et n'est pas responsable de leur contenu. En règle générale, les droits sont détenus par les éditeurs ou les détenteurs de droits externes. La reproduction d'images dans des publications imprimées ou en ligne ainsi que sur des canaux de médias sociaux ou des sites web n'est autorisée qu'avec l'accord préalable des détenteurs des droits. [En savoir plus](#)

### **Terms of use**

The ETH Library is the provider of the digitised journals. It does not own any copyrights to the journals and is not responsible for their content. The rights usually lie with the publishers or the external rights holders. Publishing images in print and online publications, as well as on social media channels or websites, is only permitted with the prior consent of the rights holders. [Find out more](#)

**Download PDF:** 11.01.2026

**ETH-Bibliothek Zürich, E-Periodica, <https://www.e-periodica.ch>**

# LA GESTION MACROÉCONOMIQUE DE LA DEMANDE EST AUSSI POSSIBLE DANS UN PETIT PAYS

*Franz ETTLIN*

*Retraité,*

*Ancien Conseiller scientifique auprès de la BNS—Banque nationale suisse*

*Serge GAILLARD*

*Secrétaire dirigeant*

*USS—Union syndicale suisse*

*serge.gaillard@sgb.ch, www.sgb.ch*

En 1996, la politique économique suisse se trouvait à un tournant. La sixième année de la longue stagnation, les organisations patronales et les responsables de la politique économique au Parti démocrate-chrétien (PDC) se sont eux aussi ralliés à l'opinion que des mesures agissant uniquement sur l'offre ne suffisent pas à elles seules à combattre la morosité persistante. Dans le cadre de la Commission pour les questions conjoncturelles, un groupe de travail constitué des professeurs Hans Sieber, Bruno Gehrig et Bernd Schips et de représentants des partenaires sociaux a alors élaboré une solution appliquée à la politique économique et visant à sortir du marasme. Cette proposition prévoyait des mesures agissant tant sur la demande que sur l'offre<sup>1</sup>. Eu égard au cours du franc suisse, le groupe demandait notamment un assouplissement plus poussé de la politique monétaire ainsi qu'un Programme d'investissement (« Mesures de politique conjoncturelle pour le maintien de la qualité des infrastructures publiques ») agissant sur la demande et doté de 3 milliards de francs en tout. Bien que des représentants du Vorort (aujourd'hui *economiesuisse*) aient participé à la rédaction du document, les organisations patronales ne lui donnèrent finalement pas leur appui. Néanmoins, les propositions contenues dans le document furent pratiquement toutes appliquées, grâce à une alliance entre le PDC et le Parti socialiste suisse (PSS). La Banque nationale suisse (BNS) marqua aussi, au deuxième semestre de 1996, un tournant, substituant graduellement une « gestion des intérêts » à la gestion de la masse monétaire, ce qui lui a permis d'empêcher des fluctuations nuisibles des cours, ou à tout le moins de les atténuer.

Pendant la crise des années 90, les auteurs de ce document n'avaient cessé de répéter que les causes de la stagnation ne se trouvaient pas du côté de l'offre. Dans une précédente étude, ils ont analysé le rôle de la politique monétaire et prouvé que la stagnation enregistrée de 1991 à 1996 était en grande partie imputable au fait que, comparée à l'objectif de la BNS, qui est entre autres de stabiliser la croissance économique à un

niveau aussi proche que possible des possibilités de production (potentiel de croissance), cette politique était nettement trop restrictive<sup>2</sup>.

L'objet de cet article est de déterminer dans quelle mesure le Programme d'investissement 1997 a-t-il répondu aux attentes placées en lui ? L'idée maîtresse de ce programme était d'inviter, par des aides financières, les cantons et les communes à anticiper l'entretien de leurs infrastructures pour, d'un côté, stimuler la conjoncture et, de l'autre, épargner des frais d'assainissement ultérieurs. Grâce aux mesures appliquées de 1997 à 1999, la Confédération escomptait des commandes supplémentaires d'un montant de 2,4 milliards de francs et un volume de travail supplémentaire de 24 000 années-personne. Selon les indications de la Confédération, le programme a entraîné dans les faits des investissements de 2,2 milliards de 1997 à 1999.

## Procédure

L'analyse des effets de ces dépenses sur l'évolution économique se fonde sur une variante du modèle économétrique compact permettant de calculer le PIB réel de la Suisse, que les auteurs avaient déjà utilisé dans les années 90 pour analyser les effets de la politique monétaire sur l'évolution économique<sup>3</sup>. Contrairement à cette ancienne version du modèle, les investissements publics dans la construction et la consommation publique ne figurent plus comme grandeur commune mais comme variables distinctes. Selon ce modèle, calculé sur une base annuelle, l'évolution du PIB depuis le début des années 60 s'explique par des effets qui ont été induits par un petit nombre de variables d'impulsion : il s'agit là principalement de la conjoncture internationale, calculée sur des indicateurs de l'évolution du PIB réel dans les pays de l'OCDE, du cours du change réel, des taux d'intérêt réels – soit la différence entre le taux nominal des nouveaux crédits hypothécaires de premier rang et les prévisions de l'inflation à moyen terme réalisées de manière adaptive – la consommation publique, les investissements publics et le PIB potentiel de l'année précédente. En intégrant le PIB potentiel (de plein emploi), le modèle réagit aussi à la pression relative de la demande globale<sup>4</sup>.

Deux variables permettent de tenir compte de la politique financière de la Confédération, des cantons, des communes et des assurances sociales : les dépenses publiques de consommation en biens et services ainsi que les investissements publics dans la construction<sup>5</sup>. Nous avons cependant renoncé à tenir explicitement compte des recettes fiscales nettes du secteur public. Son évolution serait, dans notre modèle, avant tout déterminée de manière endogène par la conjoncture. Cette influence serait donc déjà saisie de manière implicite à travers les effets des facteurs d'impulsion dont il est tenu compte. En revanche, il faudrait intégrer dans le modèle la variable des variations des recettes fiscales nettes (pour la plupart mineures) qui résultent des modifications de lois et d'ordonnance sur les impôts, les droits de douane, les assurances sociales, etc. Pour des raisons de temps, nous avons toutefois dû renoncer à recenser les nombreuses modifications de lois et d'ordonnances de ces quatre dernières décennies pour créer des séries de données appropriées.

À l'exception des deux composantes du taux d'intérêt réel exprimés en pourcentage annuel, les varia-

bles sont utilisées sous forme de logarithmes naturels. Les coefficients devant être estimés représentent donc les élasticités partielles (demi-élasticités dans le cas des composantes du taux d'intérêt réel) du PIB réel par rapport aux variables en questions.

Pour calculer les effets conjoncturels du Programme d'investissement 1997 sur le PIB, il faut une estimation fiable de l'élasticité partielle de celui-ci par rapport aux investissements publics. Dans cette démarche, il faut notamment, pour que l'estimation soit fiable, que la liste des facteurs d'impulsion importants dans le modèle soit relativement complète. Cette condition est remplie, comme le montrent tant la valeur interprétative élevée des taux de croissance annuels du PIB sur une période relativement longue que la grandeur et la stabilité raisonnables des différents coefficients d'estimation.

## Résultats estimés

Pour le calcul *ex ante* de l'influence exercée par le Programme d'investissement 1997, nous appliquons une estimation du modèle jusqu'en 1996 seulement. Pour la période 1963 – 1996, l'estimation se fait en deux étapes selon le procédé d'Engle et Granger<sup>6</sup>. Dans un premier temps, l'on se sert des variables de niveau. Le résultat figure dans la colonne de gauche du tableau 1 (les valeurs *t* entre parenthèses ne correspondent pas à la distribution standard). Tous les coefficients sont du signe attendu et présentent des grandeurs plausibles. Dans l'ensemble, l'équation reproduit de façon tout à fait précise l'évolution du PIB dans la période estimée. L'écart type de régression est, avec 0,34%, très faible et la statistique Durbin-Watson, de 1,91, montre que les résidus estimés n'ont pas d'autocorrélation fondamentale de premier ordre. Nous pouvons donc supposer que les variables de niveau non stationnaires forment ensemble un processus stochastique stationnaire et qu'elles sont ainsi cointégrées. Par conséquent, les résidus estimés, retardés d'une période, peuvent être utilisés comme variable de correction d'écart pour estimer l'équation de différence. Comme la colonne de droite du tableau 1 le montre, le coefficient de la variable de correction d'écart est -1,13 et, selon la *t*-statistique maintenant interprétable de manière standard, statistiquement hautement significatif. En d'autres termes, les écarts par rapport au niveau estimé ont déjà été entièrement corrigés l'année suivante. Cela constitue un indice supplémentaire de l'existence d'un rapport de cointégration stationnaire entre les variables de niveau du modèle.

Tableau 1 :

Equations estimatives du produit intérieur brut réel 1962-2001 (variable dépendante : log PIB réel)

Variables interprétatives			Équation de Niveau			Équation de différence	
log PIB réel OCDE-Europe	1 année auparavant	0,5x) 0,5x)	0,954	(8,7)	0,5x) 0,5x)	1,030	(12,8)
log PIB réel Japon			0,153	(4,2)		0,124	(4,0)
log consommation publique réelle			0,259	(4,2)		0,257	(5,3)
log investissement public dans la construction			0,075	(3,2)		0,082	(4,2)
Taux d'intérêt (% nouvelles hypothèques)	1 année auparavant		-0,013	(8,0)		-0,011	(8,2)
Taux d'inflation à moyen terme			0,014	(7,4)		0,012	(5,3)
Indice du cours du change réel			-0,184	(10,8)		-0,174	(14,1)
	1 année auparavant		-0,148	(13,1)		-0,141	(15,3)
	2 années auparavant		-0,112	(14,8)		-0,107	(14,0)
	3 années auparavant		-0,076	(8,7)		-0,073	(8,6)
	4 années auparavant		-0,040	(2,9)		-0,040	(3,5)
log PIB réel potentiel	1 année auparavant		-0,739	(12,6)		-0,753	(9,9)
Variable Dummy 1974 = 1, 1975 = -1, sinon = 0			0,015	(5,9)		0,014	(10,3)
Variable Dummy - 1989 = 0, dès 1990 = 1			-0,009	(3,0)		-0,011	(2,9)
Résidus de l'équation de niveau de l'exercice précédent						-1,134	(5,4)
Constante			11,072	(19,9)		-0,009	(0,5)
Statistiques de régression récapitulative:							
Durbin-Watson			1,9113			2,0781	
Coefficient de détermination ajusté			0,9997			0,9859	
Écart type			0,0034			0,0030	

Les résultats de l'estimation – ils sont analysés en détail dans Ettlin (2004) - confirment l'influence considérable (ce qui n'est guère étonnant) de la conjoncture mondiale, mais aussi la grande importance du cours du change réel et des intérêts réels sur le PIB (cf. le tableau 1). Selon les résultats de l'équation de niveau,

une appréciation réelle durable du franc (pondérée des exportations) de 1 % réduit de 0,18% le niveau du PIB durant l'année en cours et de 0,33% déjà l'année suivante. À partir de la cinquième année, l'affaiblissement cumulé du PIB atteint 0,56%. Un relèvement durable de l'intérêt réel (défini comme étant la différence entre le taux des nouvelles hypothèques l'année précédente et le taux d'inflation moyen de l'année en cours ainsi que des six années précédentes) d'environ 1,0% abaisse le PIB d'environ 1,3%.

Le PIB potentiel de l'exercice précédent a un coefficient de -0,74. Cette variable décrit, avec les autres variables explicatives, l'influence de la pression relative de la demande sur l'évolution du PIB. Plus la pression relative de la demande est grande et plus le PIB réalisé est élevé. Cela se fait avant tout à travers les effets directs et indirects sur l'ensemble des investissements, mais aussi sur les importations, les exportations et la consommation privée. Le coefficient des investissements publics dans la construction se monte à 0,075 ; cela représente environ 2,3 fois leur part au PIB au milieu des années 90. Ces deux résultats impliquent un effet multiplicateur moyen des dépenses publiques d'environ 1,3 et 1,5 respectivement pour l'année en cours et de 2,0 et 2,3 respectivement compte tenu de tous les effets secondaires. L'importance de ces effets multiplicateurs s'explique par le fait que la part importée de la consommation publique et des investissements publics dans la construction est faible<sup>7</sup>. En outre, signalons à titre général que ces effets multiplicateurs comprennent non seulement les effets sur la consommation privée et les importations mais aussi sur le total des investissements.

Avant de quantifier les effets du Programme d'investissement, penchons-nous brièvement sur les résultats estimés de l'équation de différence. Tous les coefficients présentent le signe voulu et sont nettement significatifs (différents de zéro). La constante de régression est la seule à ne pas être significative, ce qui constitue toutefois un résultat conforme au modèle. Dans la plupart des cas, les coefficients sont d'une grandeur comparable à ceux de l'équation de niveau. Les statistiques estimatives corroborent la fiabilité du modèle.

Le coefficient pour la modification des investissements publics dans la construction, qui est de 0,075, est 1,1 fois plus grand que le coefficient correspondant de l'équation de niveau. Il en résulte au début des impulsions plus fortes que ce qui est prévu en fonction de l'équation de niveau. Grâce à l'effet considérable des variables de correction d'écart, cet effet substantiel est toutefois déjà corrigé l'année suivante, de sorte que le coefficient plus petit reflète mieux l'effet à long terme.

### **Les effets du Programme d'investissement 1997**

Le résultat estimatif analysé permet de quantifier les effets conjoncturels du Programme d'investissement. Pour cela, l'on simule deux fois, pour la période 1997-1999 (2001) le modèle estimé sur la base de la période allant jusqu'en 1996 : une simulation de base qui inclut les dépenses supplémentaires du Programme d'investissement et une simulation alternative, sans celles-ci. Le tableau 2 présente l'effet estimé du Programme d'investissement, soit les différences entre la simulation de base (avec le Programme d'investissement) et la simulation secondaire (sans ce programme). Les dépenses publiques supplémentaires réparties sur trois ans

ont entraîné une croissance du PIB de 0,18 % en 1997, de 0,58 % en 1998 et de 0,61 % en 1999 selon l'équation de niveau. L'effet total se monte donc à 1,37 %. Nous parvenons aussi à la même conclusion avec l'équation de différence. Si l'effet initial est quelque peu supérieur, il est totalement compensé les années suivantes par les variables de correction d'écart.

Les effets sur les dépenses constatés par le seco se sont élevés à 2,17 milliards de francs en prix courants et de 1,88 milliard, si on les ramène aux prix 1990. L'effet sur le PIB enregistré selon notre modèle, y compris tous les effets secondaires, est de 1,37 %, soit 4,5 milliards de francs. De la sorte, l'effet total estimé sur le PIB est près de deux fois supérieur aux dépenses réelles inscrites à 1,88 milliard de francs (base 1990). Ce montant est un plafond car nous n'avons pas pu tenir compte des effets d'entraînement des dépenses d'investissements qui auraient été réalisées durant les années étudiées, même sans Programme d'investissement. Ces dépenses ne devraient toutefois pas inverser le signe nettement positif du multiplicateur.

*Tableau 2 :*

*Effet estimé du Programme d'investissement 1997 sur le PIB réel (en pourcentage du PIB annuel)*

Année	Équation de niveau	Équation de différence Taux de croissance	Taux de croissance cumulé
1997	0,18%	0,203%	0,203%
1998	0,58%	0,430%	0,633%
1999	0,61%	-0,129%	0,504%
2000	0	-0,501%	0,030
2001	0	-0,030%	0
<b>Total</b>	<b>1,37%</b>		<b>1,37%</b>

## Conclusion

La Suisse est une petite économie ouverte. Malgré tout, la politique économique dispose d'instruments efficaces pour stabiliser la demande globale. Dans notre article de 2001 sur la politique monétaire, nous avons montré que même un petit pays peut, en modifiant les intérêts à court terme, non seulement parvenir dans une mesure réaliste à la stabilité des prix, mais aussi favoriser une évolution réelle du PIB à un niveau proche du potentiel de production. La nouvelle étude prouve que les programmes d'investissement dans le secteur de la construction peuvent eux aussi influencer considérablement la demande globale et, par conséquent, l'évolution conjoncturelle, car la part des importations est faible dans ces éléments de la demande.

## NOTES

- 1 Gaillard S., Gehrig B., Schips B., Sieber H., Walser R. (1996) : « Lage, Ausblick und wirtschaftspolitische Handlungsempfehlungen » (document non publié)
- 2 Ettlin F. et Gaillard S. (2001), « Die 90er Jahre in der Schweiz : Eine wettbewerbsfähige Wirtschaft braucht eine stabilisierende Geldpolitik » in : Furrer J. Gehrig B. (éd.) : *Aspekte der schweizerischen Wirtschaftspolitik*, livre publié en hommage au professeur Franz Jäger, Verlag Rüegger
- 3 Ettlin F. et Gaillard S., (2003). « Die geldpolitischen Fehler nicht wiederholen», *Neue Zürcher Zeitung*, 17.4.2003
- 4 Les différentes variables sont décrites en détail dans Ettlin F. , Gaillard S. (2001) et Ettlin F. (2004).
- 5 Pour les investissements publics d'équipement, les données des années 60 et 70 faisaient défaut. Pour les années 80 et 90, elles étaient relativement insignifiantes ; elles ne représentaient qu'un septième environ des investissements publics dans la construction.
- 6 Engle R.F. and Granger C.W.J. (1987) "Co-integration and error correction: representation, estimation and testing" : *Econometrica*, 55, 251-76.
- 7 Le rapport d'Ettlin F. (2004) analyse en détail la question de l'effet des importations notamment parce que le seco a affirmé à maintes reprises que l'effet du programme d'investissement s'était « dissipé » en raison d'une augmentation des importations.