



Regional  
Economic  
Expansion

Expansion  
Économique  
Régionale

Document préliminaire No. 7

LA CONSTRUCTION RESIDENTIELLE  
DANS CANDIDE-R

Juillet 1975



HC  
115  
C22714  
no7

ECONOMIC DEVELOPMENT ANALYSIS DIVISIONS  
DIVISION DES ÉTUDES DE DÉVELOPPEMENT ÉCONOMIQUE

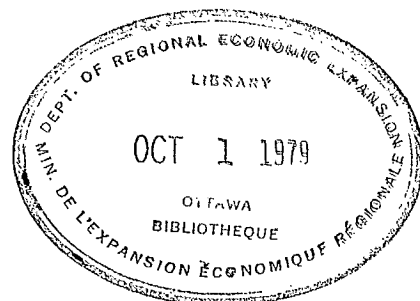
Quantitative Analysis Unit  
Groupe D'Analyse Quantitative

HC  
115  
C227114  
no 7

Document préliminaire No. 7

LA CONSTRUCTION RESIDENTIELLE  
DANS CANDIDE-R

Juillet 1975



Ce document préliminaire est distribué aux éventuels utilisateurs du modèle CANDIDE-R, afin que leurs auteurs reçoivent les critiques constructives qui leur permettront d'améliorer cet instrument d'analyse.

Puisque ce texte n'est pas une publication officielle du ministère de l'Expansion économique régionale, il ne peut pas être cité ou utilisé pour publication ultérieure sans consultation avec les auteurs. Tout commentaire devrait être adressé à:

Groupe d'Analyse Quantitative  
Canada, Ministère de l'Expansion économique régionale  
Chambre 1127  
161 Laurier Ouest  
Ottawa, K1A 0M4

# LA CONSTRUCTION RESIDENTIELLE

## DANS CANDIDE-R

### INTRODUCTION

#### 1. Le mécanisme de formation des ménages

##### 1.1 La formation des familles

- 1.1.1 Les divorces
- 1.1.2 Les décès de personnes mariées
- 1.1.3 Les mariages
- 1.1.4 La migration nette de familles
- 1.1.5 Les statistiques sur la formation de familles

##### 1.2 L'estimation des ménages

- 1.2.1 Les ménages familiaux
- 1.2.2 Les ménages non familiaux

##### 1.3 Quelques remarques additionnelles

#### 2. La construction résidentielle

##### 2.1.2 Les caractéristiques régionales de la demande d'habitation

- 2.1.1 La croissance et la composition de la population
- 2.1.2 Le stock de logements
- 2.1.3 La répartition des logements par type

##### 2.2 Les mises en chantier de maisons unifamiliales

- 2.2.1 L'approche théorique
- 2.2.2 Les résultats statistiques
- 2.2.3 L'analyse des résultats

##### 2.3 Les mises en chantier de logements multiples

- 2.3.1 L'approche théorique
- 2.3.2 Les résultats statistiques
- 2.3.3 L'analyse des résultats

##### 2.4 Les achèvements

- 2.4.1 L'approche théorique
- 2.4.2 Les résultats statistiques
- 2.4.3 L'analyse des résultats

##### 2.5 L'investissement dans la construction résidentielle

### CONCLUSION

## INTRODUCTION

Le processus de régionalisation du modèle CANDIDE peut se concevoir comme une série de modifications apportées au niveau d'agrégation de certains secteurs. Selon le professeur T. Matuszewski, il est préférable que les analyses se fassent au niveau régional quand ce cadre géographique est le plus approprié et il n'est pas nécessaire que le cadre d'analyse soit le même que celui pour lequel on veut avoir les résultats. La décision de régionaliser le bloc<sup>1/</sup> de la construction résidentielle découle directement de cette argumentation. Il nous a semblé évident que la région était un cadre géographique plus approprié pour analyser ce marché. La majeure partie des composantes de la demande canadienne de logements ont nettement des caractéristiques régionales. Par exemple, la variable explicative la plus importante de cette demande dans un modèle à moyen terme, tel que CANDIDE, soit la croissance démographique, varie de façon significative d'une région à l'autre. Il existe aussi des inégalités régionales en ce qui concerne d'autres facteurs de la demande de logements, comme le revenu disponible, le coût, le stock.

---

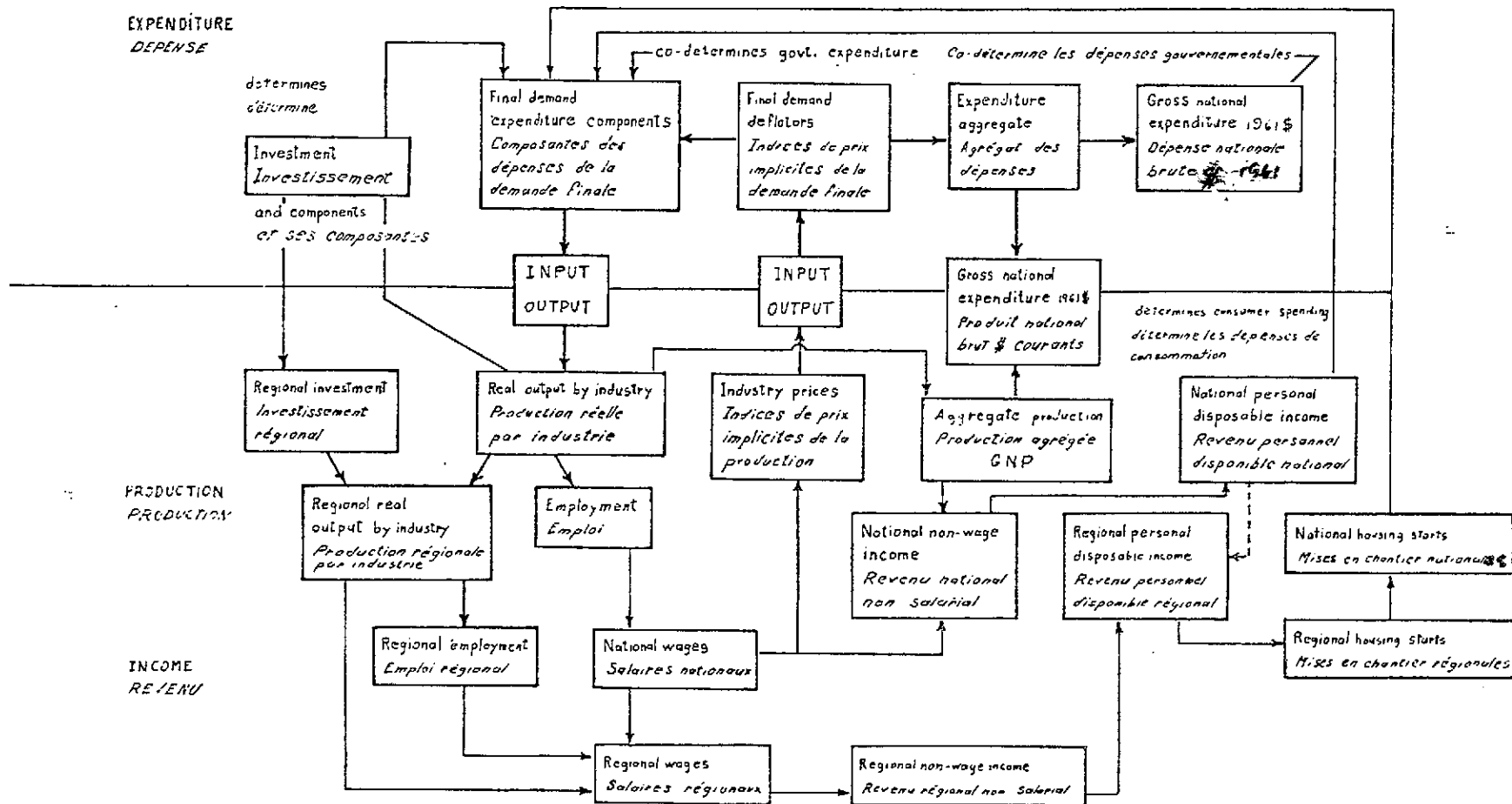
1. Le modèle CANDIDE est divisé en blocs regroupant les équations d'un même secteur ou sous-secteur d'activité.

En plus de permettre une analyse à un niveau d'agrégation plus adéquat, la régionalisation du bloc de la construction résidentielle nous offre la possibilité d'analyser au niveau régional les effets d'une politique ou d'un évènement particulier touchant à un domaine qui compte pour plus du cinquième de la formation brute de capital au Canada.

Il découle donc des raisons décrites plus haut que nous essaierons, dans le bloc 3 de la version régionale de CANDIDE, CANDIDE-R, de tenir compte des aspects régionaux de l'activité dans la construction résidentielle tout en ne détériorant pas, et en améliorant si possible, l'estimation qu'on en avait faite au niveau canadien.

Les trois organigrammes qui suivent donnent une idée de la place de la construction résidentielle dans le modèle et de son interaction avec les autres parties qui composent ce dernier:

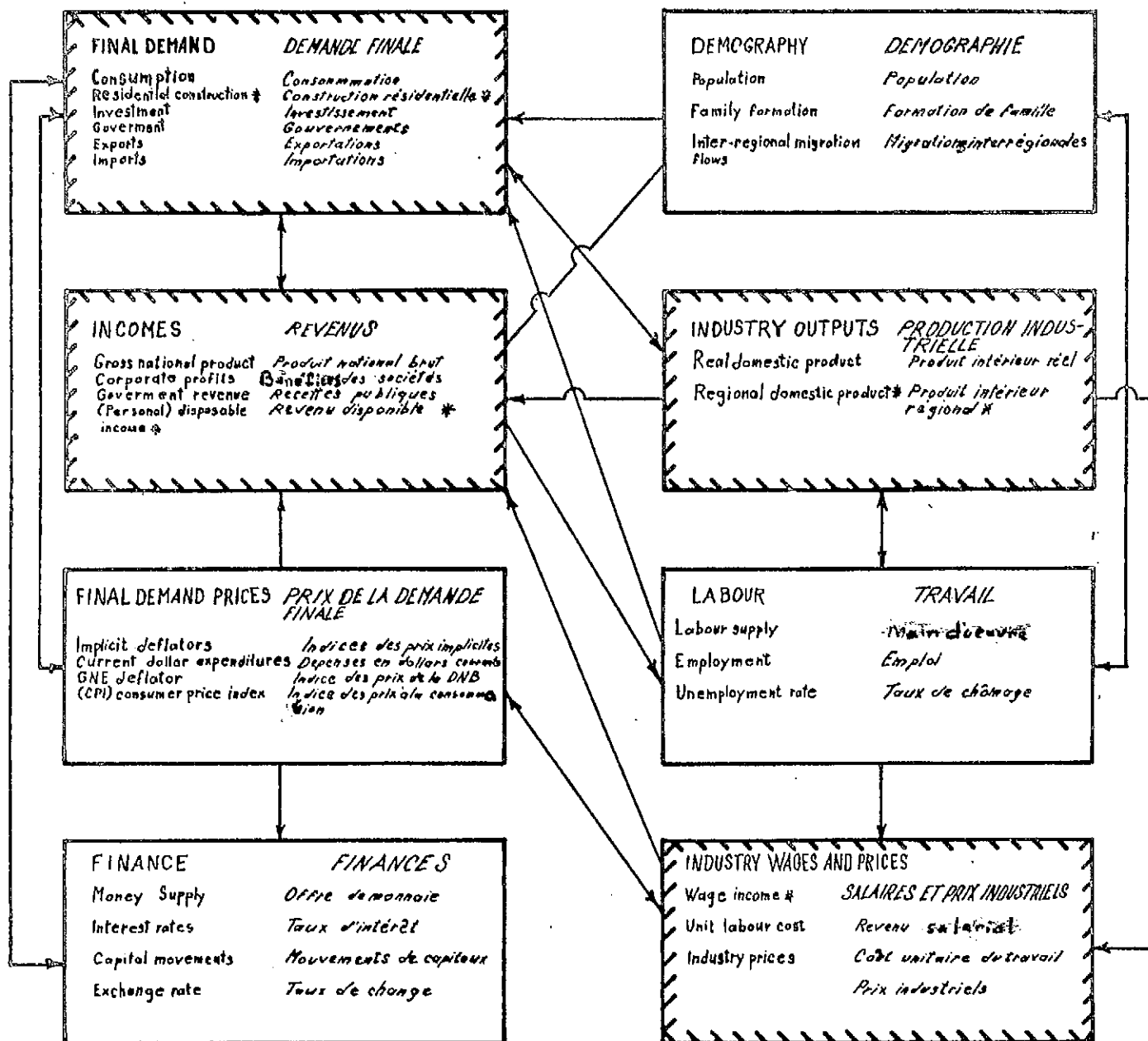
Chart 1: Causal Relationships in Candide-R  
 Diagramme 1: Relations Causales de Candide-R



# Diagramme - 2 - Chart

## SECTORAL STRUCTURE OF THE CANDIDE-R MODEL

## STRUCTURE SECTORIELLE DU MODELE CANDIDE-R

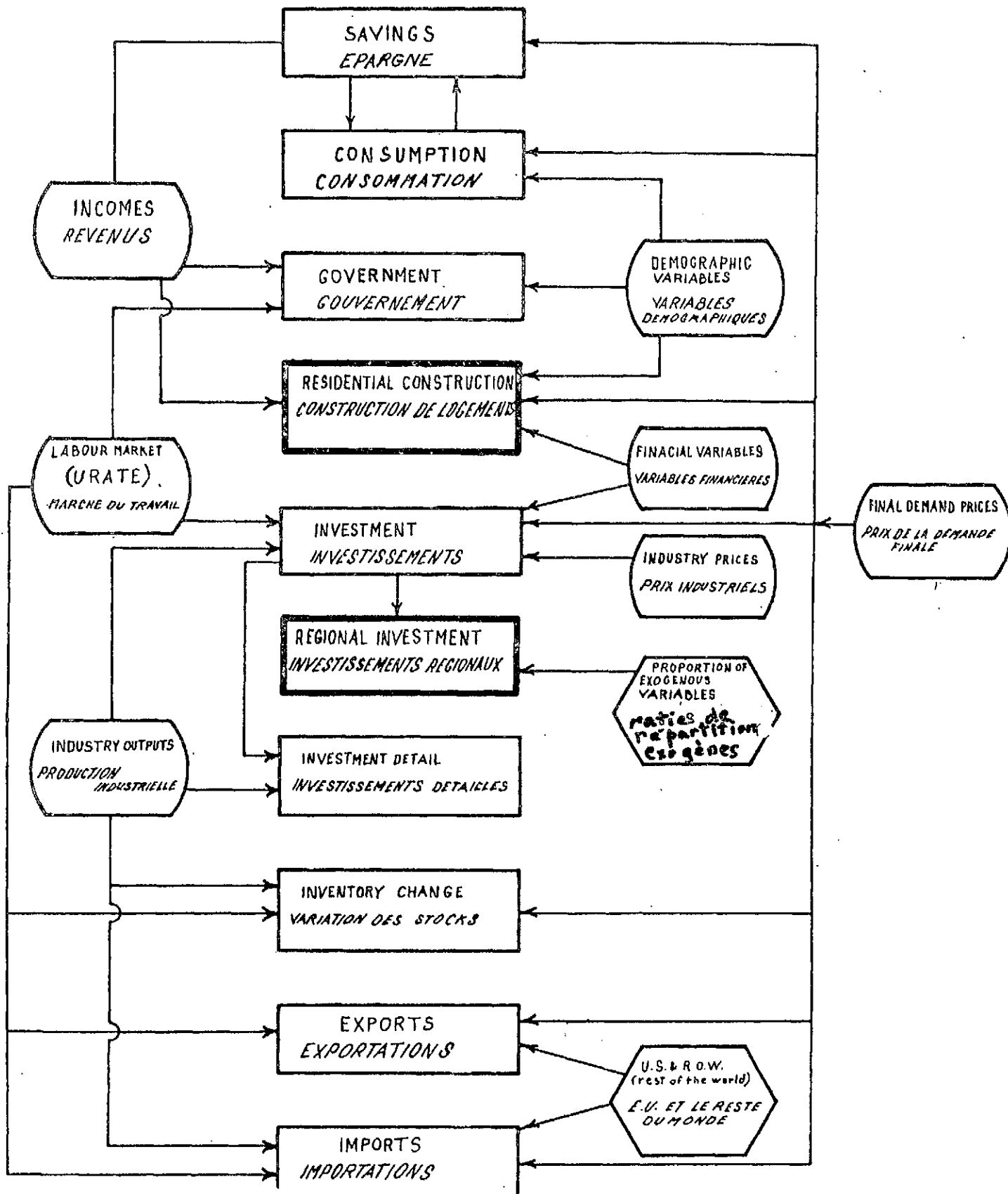


Complete Regionalization  
Regionalization in Sectors



Régionalisation complète  
Régionalisation pour les secteurs marqués d'un \*

Diagramme 3 Chart  
 FINAL DEMAND SECTOR      SECTEUR DE LA DEMANDE FINALE





## 1. Le mécanisme de formation des ménages

L'aspect démographique constitue l'élément le plus important de la demande de logements dans une perspective de moyen terme. C'est pourquoi la régionalisation du bloc démographique, du moins dans sa partie pertinente, va de pair avec la régionalisation du bloc de la construction résidentielle.

### 1.1 La formation de familles

L'ensemble des ménages se subdivise en deux parties, soit les ménages familiaux, (environ 80 pour cent, et les ménages non familiaux<sup>2</sup>. Le nombre de familles, qui est ajusté d'une année à l'autre par le mécanisme de formation de familles décrit ci-dessous, sert de base à l'estimation des ménages familiaux qui deviendront une variable importante dans les équations du bloc de la construction résidentielle. Voici les deux équations centrales de ce mécanisme dans le modèle national:

$$(1) \text{ NETFAM} = \text{MAR} + \text{NIMFEM} - \text{DEATHS} - \text{DIVORC} - \text{CMHCA}_1^3$$

$$(2) \text{ FAM} = \text{FAM}_{-1} + \text{NETFAM} + \text{CMHCA}_2$$

<sup>2</sup> Selon la définition de Statistique Canada, les ménages non familiaux sont constitués, soit d'une personne vivant seule, soit d'un groupe de deux personnes ou plus ne formant pas famille mais vivant ensemble en tant que ménage.

<sup>3</sup> Voir la liste de mnémoniques à la fin du texte pour la définition exacte de chaque variable.

Les hypothèses sous-jacentes à ces équations supposent que chaque décès d'une personne mariée et chaque divorce constitue la destruction d'une famille. Nous conserverons les mêmes hypothèses au niveau régional sans en reprendre la justification<sup>4</sup>. Dans CANDIDE-R, nous remplaçons les équations (1) et (2) par cinq séries d'équations décrivant les mécanismes de formation de familles propres à chaque région:

$$(1-1) \text{ NTFAMr} = \text{MARR} + \text{NIMFEr} - \text{DEATHer} - \text{DIVORr}^5$$

$$(2-1) \text{ FAMr} = \text{FAMr}_{-1} + \text{NTFAMr}$$

$$(22-44) \text{ NETFAM} = \text{NTFAME} + \text{NTFAMQ} + \text{NTFAM}\emptyset + \text{NTFAMW} + \text{NTFAMC}$$

$$(22-50) \text{ FAM} = \text{FAME} + \text{FAMQ} + \text{FAM}\emptyset + \text{FAMW} + \text{FAMC}$$

Les identités (22-44) et (22-50) calculent les agrégats nationaux requis pour les blocs non régionalisés de CANDIDE-R. Pour compléter la régionalisation du mécanisme de formation de familles, il s'agit maintenant d'introduire dans le modèle les contreparties régionales des variables MAR, NIMFEM, DEATHS, DIVORC. Cela peut se faire en les traitant de façon exogène ou en les expliquant à l'aide d'équations.

4. Voir la publication "Statistique du logement" de la Société centrale d'hypothèque et de logement de 1970 à la page 110.

5. "r" tient la place des lettres E, Q, O, W, C qui représentent respectivement les régions de l'Atlantique, du Québec, de l'Ontario, des Prairies et de la Colombie-Britannique.

### 1.1.1 Les divorces

De récentes modifications de la loi concernant les divorces ont fait que cet élément démographique ne s'est pas encore stabilisé dans les différentes régions. Il devient donc très difficile d'expliquer cette variable à l'aide d'une équation la rattachant à d'autres variables démographiques comme la population ou le nombre de mariages. Les divorces régionaux sont donc exogènes dans CANDIDE-R et nous avons introduit l'identité suivante afin de conserver l'agrégat national DIVORC utilisé ailleurs dans le modèle:

$$(22-43) \text{ DIVORC} = \text{DIVORE} + \text{DIVOROQ} + \text{DIVORO} + \text{DIVORW} + \text{DIVORB}$$

### 1.1.2 Les décès de personnes mariées

Dans la version nationale du bloc démographique nous avons:

$$(4) \text{ DEATHS} = \text{RDEATH} * \text{POP}$$

où RDEATH = rapport des décès de personnes mariées sur la population, exogène

POP = population totale, Canada

Par analogie, dans la version régionalisée nous avons:

$$(22-38) \quad \text{DEATHE} = \text{RDEATE} * \text{POPE}$$

$$(22-39) \quad \text{DEATHQ} = \text{RDEATQ} * \text{POPQ}$$

$$(22-40) \quad \text{DEATHO} = \text{RDEATO} * \text{POPO}$$

$$(22-41) \quad \text{DEATHW} = \text{RDEATW} * \text{POPW}$$

$$(22-42) \quad \text{DEATHC} = \text{RDEATC} * \text{POPC}$$

$$(22-37) \quad \text{DEATHS} = \text{DEATHE} + \text{DEATHQ} + \text{DEATHO} + \text{DEATHW} + \text{DEATHC}$$

où  $\text{RDEAT}_r$  = rapport des décès de personnes mariées sur la population dans la région "r", exogène.

$\text{POP}_r$  = population totale dans la région "r".

Ici, la difficulté maîtresse consiste à trouver des données régionales pour les décès de personnes mariées. Ils ont été estimés à partir de données de Statistique Canada sur le statut matrimonial de la population par province et par groupe d'âge-sexe, sur les taux de mortalité et de mariage de la population par province et par groupe d'âge-sexe<sup>6</sup>. Nous avons ensuite ajusté ces estimés régionaux pour les rendre compatibles avec la série nationale, DEATHS. Ce n'est que par la suite que les rapports exogènes  $\text{RDEAT}_r$  ont été calculés.

---

6. Publications de Statistique Canada no. 91-203 et 84-206.

### 1.1.3 Les mariages

Dans le modèle national, les mariages sont obtenus à l'aide d'une équation qui utilise une ventilation de la population par groupes d'âge-sexe de cinq ans et un taux de mariage pour chacun de ces groupes:

$$(5) \text{ MAR} = (\text{RF1519} * \text{PF1519} + \text{RF2024} * \text{PF2024} + \text{RF2529} * \text{PF2529} \\ \text{RF3034} * \text{PF3034} + \text{RF3539} * \text{PF3539} + \text{RF4044} * \text{PF4044} \\ \text{RF4549} * \text{PF4549} + \text{RF5054} * \text{PF5054} + \text{RF5559} * \text{PF5559} \\ \text{RF6064} * \text{PF6064} + \text{RF6500} * \text{PF6500} + \text{RM1519} * \text{PM1519} \\ \text{RM2024} * \text{PM2024} + \text{RM2529} * \text{PM2529} + \text{RM3034} * \text{PM3034} \\ \text{RM3539} * \text{PM3539} + \text{RM4044} * \text{PM4044} + \text{RM4549} * \text{PM4549} \\ \text{RM5054} * \text{PM5054} + \text{RM5559} * \text{PM5559} + \text{RM6064} * \text{PM6064} \\ \text{RM6500} * \text{PM6500}) * 0.5 - \text{MARAD}$$

Les blocs 47 et 48 de CANDIDE-R contiennent les contreparties régionales des groupes d'âge-sexe de population du niveau national. Pour introduire les mariages régionaux dans le modèle, nous utilisons ces groupes d'âge-sexe dans cinq équations de forme semblable à celle de l'équation (5). Cependant, nous utilisons les taux nationaux de mariage par groupe d'âge-sexe, en les corrigeant par un facteur constant pour chacune des régions.

Les mariages ainsi calculés requièrent, dans chaque région, l'addition d'une variable d'ajustement pour reproduire les valeurs observées et respecter l'identité. Ces variables d'ajustement, qui sont supposées nulles lors de la période de prévision, ne dépassent guère 2 pour cent des valeurs observées. Cette approche nous permet de réduire de 83 le nombre de variables exogènes qu'il faudrait autrement utiliser (les taux de mariage régionaux par groupe d'âge-sexe) et cela sans trop détériorer le calcul des mariages. C'est ainsi que dans CANDIDE-R l'équation (5) est remplacée par les 6 équations suivantes:

- (22-32) MARE = 1.025 \* (RF1519 \* PF19E + RF2024 \* PF24E + ...  
+RF6500 \* PF65E + RM1519 \* PM19E + ...  
+RM6500 \* PM65E) \* 0.5 + ADMARE
- (22-33) MARQ = 0.9 \* (RF1519 \* PF19Q+ .....  
..... +RM6500 \* PM65Q) \* 0.5 + ADMARQ
- (22-34) MARO = 1.05 \* (RF1519 \* PF19O+ .....  
..... +RM6500 \* PM65O) \* 0.5 + ADMARO
- (22-35) MARW = 1.05 \* (RF1519 \* PF19W+ .....  
..... +RM6500 \* PM65W) \* 0.5 + ADMARW
- (22-36) MARC = 1.05 \* (RF1519 \* PF19C+ .....  
..... +RM6500 \* PM65C) \* 0.5 + ADMARC
- (22-31) MAR = MARE + MARQ + MARO + MARW + MARC

où  $PF19_r$  = population féminine de 15 à 19 ans dans  
la région "r"  
:  
:  
 $PF65_r$  = population féminine de 65 ans et plus dans  
la région "r"  
 $PM19_r$  = population masculine de 15 à 19 ans dans  
la région "r"  
:  
:  
 $PM65_r$  = population masculine de 65 ans et plus dans  
la région "r".

On peut considérer le facteur constant utilisé dans chaque province pour réaligner les taux de mariage nationaux comme une mesure des différences régionales en matière de fréquence de mariage.

#### 1.1.4 La migration nette de familles

Dans la version nationale du modèle CANDIDE, on obtient les données sur la migration nette de familles en supposant que le rapport entre la migration nette de familles et la migration nette de personnes est le même pour une année donnée que celui qui a été effectivement observé au cours de la période intercensale précédente.

Cette variable est ensuite incorporée dans le modèle à l'aide de l'équation suivante pour la période d'observation:

$$(6) \quad NIMFEM = NIMFEM$$

qui devient après 1971:

$$(6) \quad NIMFEM = 0.329 * NETIMM$$

où  $NETIMM =$  migration nette de personnes , Canada.

Pour obtenir les contreparties régionales de NIMFEM, nous ne pouvions utiliser la même approche car, ici, il faut tenir compte, en plus de la migration internationale, de la migration interrégionale. Des cinq mécanismes de formation de familles décrits à l'appage 6, nous pouvons tirer cinq identités de la forme générale:

$$FAM_r - FAM_{r-1} = MAR_r + NIMFE_r - DEATH_r - DIVOR_r.$$

Or, comme on possède déjà des valeurs pour  $FAM_r$ ,  $MAR_r$ ,  $DEATH_r$  et  $DIVOR_r$ , les migrations nettes de familles régionales,  $NIMFE_r$ , peuvent être calculées de façon résiduelle. La fiabilité de ces calculs dépend alors des hypothèses sous-jacentes à l'équation (1). Les séries statistiques



ainsi obtenues sont ensuite expliquées dans le modèle à l'aide de cinq équations stochastiques qui relient ces variables à la migration nette internationale de personnes, ainsi qu'à la migration nette interrégionale de personnes. Ces deux dernières variables proviennent du bloc 49 de CANDIDE-R. Les coefficients de ces équations ont été estimés simultanément à l'aide d'une formulation utilisant des séries de coupes instantanées croisées avec des séries chronologiques. Nous avons sélectionné cette technique afin de donner de la solidité à nos coefficients, vu le faible nombre d'observations par région (10) et la méthode de calcul approximative de NIMFER. Une telle approche repose sur l'hypothèse, qui devient en même temps une contrainte, que les variables explicatives influent de la même façon sur la variable dépendante dans chacune des régions<sup>7</sup>. Voici donc les résultats statistiques des cinq équations stochastiques qui remplacent l'équation (6):

$$(22-83)NIMFEE = 0.282 * (MINERT-MOERT) + 0.226 * (MINERT-MOEXT) \\ \quad \quad \quad [ [7.8] ] \quad \quad \quad [ [13.7] ]$$

---

7. Une tentative pour corriger en plus une éventuelle hétéroscédasticité entre les régions à l'aide d'une technique des moindres carrés généralisés proposée par Kmenta n'a pas donné de résultats positifs et a été abandonnée.

$$\begin{aligned} (22-84) \text{ NIMFEQ} &= 0.282 * (\text{MINQRT-MOQRT}) + 0.226 * (\text{MINOXT-MOQXT}) \\ &\quad [7.8] \qquad \qquad \qquad [13.7] \\ &\quad + 0.0317 * \text{TIME} \\ &\quad \quad [2.5] \\ (22-85) \text{ NIMFEO} &= 0.282 * (\text{MINORT-MOORT}) + 0.226 * (\text{MINOXT-MOOXT}) \\ &\quad [7.8] \qquad \qquad \qquad [13.7] \\ &\quad + 0.0524 * \text{TIME} \\ &\quad \quad [2.5] \\ (22-86) \text{ MINFEW} &= 0.282 * (\text{MINWRT-MOWRT}) + 0.226 * (\text{MINWXT-MOWXT}) \\ &\quad [7.8] \qquad \qquad \qquad [13.7] \\ &\quad + 0.0494 * \text{TIME} \\ &\quad \quad [3.9] \\ (22-87) \text{ NIMFEC} &= 0.282 * (\text{MINCRT-MOCRT}) + 0.226 * (\text{MINCXT-MOCXT}) \\ &\quad [7.8] \qquad \qquad \qquad [13.7] \end{aligned}$$

$$\bar{R}^2 = 0.942$$

Ecart type = 2.215

Test Durbin-Watson = 1.54

Période d'observation = 1962 à 1971

Technique utilisée = moindres carrés ordinaires

où  $\text{MIN}_{rRT}$  = nombre total d'entrées de personnes en provenance des autres régions du pays, région "r".

$\text{MIN}_{rRT}$  = immigration internationale de personnes vers la région "r".

$\text{MO}_{rRT}$  = nombre total de sorties de personnes de la région "r" vers les autres régions du pays.

$\text{MO}_{rXT}$  = émigration internationale de personnes en provenance de la région "r", exogène.

TIME = temps, exogène.

En plus, une sixième équation calcule l'agrégat national:

$$(22-82) \text{ NIMFEM} = \text{NIMFEE} + \text{NIMFEQ} + \text{NIMFEO} + \text{NIMFEW} + \text{NIMFEC}$$

Ces résultats tendent à démontrer que la taille de la cellule migrante est plus grande parmi les migrants internationaux que parmi les migrants interrégionaux

#### 1.1.5 Les statistiques sur la formation de familles

Il pourrait être intéressant, à ce stade-ci, de regarder les différentielles régionales de la formation de familles et leur évolution au cours de la période. A cette fin, voici un tableau donnant les chiffres des trois dernières années de recensement:

TABLEAU I: FORMATION DE FAMILLES en '000

		<u>MARr</u>	<u>NIMFEr</u>	<u>DEATHr</u>	<u>DIVORr</u>	<u>NTFAMr</u>	<u>POP</u>
ATLANTIQUE	1961	13.7	-3.6	6.2	0.4	3.4	1897.4
	1966	15.5	-3.6	6.9	0.6	4.4	1974.7
	1971	18.7	-3.1	7.0	1.3	7.1	2057.3
QUEBEC	1961	35.9	11.8	18.4	0.3	29.0	5259.2
	1966	44.4	5.8	17.2	1.0	32.0	5780.8
	1971	49.8	-5.6	14.4	5.0	24.8	6027.8
ONTARIO	1961	44.4	-6.4	22.2	2.7	13.0	6236.1
	1966	54.6	23.0	25.4	4.1	48.1	6960.9
	1971	69.7	27.6	32.4	11.6	53.3	7703.1
PRAIRIES	1961	23.1	4.3	12.2	1.6	13.5	3178.9
	1966	26.2	-4.1	12.0	2.4	7.6	3381.7
	1971	32.6	-0.3	10.6	5.6	16.1	3542.4
COLOMBIE- BRITANNIQUE	1961	11.0	3.3	6.3	1.4	6.6	1629.1
	1966	14.7	16.1	10.3	2.1	18.4	1873.7
	1971	20.4	6.0	12.8	4.7	8.9	2184.6
CANADA	1961	128.5	9.3	65.4	6.5	65.6	18238.3
	1966	155.6	37.3	71.8	10.2	110.6	20014.9
	1971	191.3	26.8	77.2	28.2	110.4	21568.3

SOURCE: Statistique Canada

Il ressort de ce tableau que le taux de formation nette de familles est très différent d'une région à l'autre. En effet, en considérant la formation nette de familles des régions par rapport à leur population respective, on trouve que le taux de l'Ontario est le double de celui de l'Atlantique pour l'année 1971. Cette inégalité dépend en grande partie des différences observées au niveau des flux migratoires.

## 1.2. L'estimation des ménages

Ayant élaboré un mécanisme de formation de familles pour chaque région, nous pouvons maintenant introduire deux variables démographiques davantage pertinentes à la demande d'habitation, soit les ménages familiaux et les ménages non familiaux.

### 1.2.1 Les ménages familiaux

Dans le cas des ménages familiaux, des données recueillies lors des recensements de 1956, 1961, 1966 et 1971 ont été utilisées. Le rapport du nombre de ménages familiaux

sur le nombre de familles a été calculé pour ces quatre années et pour chacune des régions. Après avoir ajusté ces rapports pour qu'ils correspondent à des valeurs de fin d'année, nous avons interpolé les années entre les recensements. L'équation du modèle national:

(7) FAMHO = RFAMHO \* FAM a été remplacée par les six équations:

$$(22-57) \quad \text{FAMHOE} = \text{RFMHOE} * \text{FAME}$$

$$(22-58) \quad \text{FAMHOQ} = \text{RFMHOQ} * \text{FAMQ}$$

$$(22-59) \quad \text{FAMHOO} = \text{RFMHOO} * \text{FAMO}$$

$$(22-60) \quad \text{FAMHOW} = \text{RFMHOW} * \text{FAMW}$$

$$(22-61) \quad \text{FAMHOC} = \text{RFMHOC} * \text{FAMC}$$

$$(22-56) \quad \text{FAMHO} = \text{FAMHOE} + \text{FAMHOQ} + \text{FAMHOO} + \text{FAMHOW} + \text{FAMHOC}$$

où  $\text{RFMHO}_r$  = rapport du nombre de ménages familiaux sur le nombre de familles dans la région "r", exogène.

$\text{RFAMHO}$  = rapport du nombre de ménages familiaux sur le nombre de familles au Canada, exogène.

### 1.2.2 Les ménages non familiaux

Les ménages non familiaux ont été traités d'une façon analogue aux ménages familiaux. Cependant, nous avons utilisé comme base un rapport différent, à savoir le

ratio des ménages non familiaux sur la population totale.

C'est ainsi que l'équation de CANDIDE 1.1:

(8)  $NFHO = RNFHO * POP$  a été remplacée dans CANDIDE-R par les six équations suivantes:

$$(22-63) \quad NFHOE = RNFHOE * POPE$$

$$(22-64) \quad NFHOQ = RNFHOQ * POPQ$$

$$(22-65) \quad NFHOO = RNFHOO * POPO$$

$$(22-66) \quad NFHOW = RNFHOW * POPW$$

$$(22-67) \quad NFHOC = RNFHOC * POPC$$

$$(22-62) \quad NFHO = NFHOE + NFHOQ + NFHOO + NFHOW + NFHOC$$

où  $RNFHO$  = rapport des ménages non familiaux sur la population totale au Canada, exogène.

### 1.3 Quelques remarques additionnelles

Comme nous l'avons souligné au passage, les équations (22-44), (22-50), (22-43), (22-37), (22-31), (22-87), (22-56) et (22-62), servent à lier ce bloc régionalisé au restant du modèle, notamment aux blocs non régionalisés. En effet, CANDIDE-R se compose, pour une partie, de blocs régionalisés et, pour une autre, de blocs pris intégralement dans CANDIDE 1.1, donc non régionalisés. Des identités calculant les agrégats

nationaux en additionnant les variables correspondantes des cinq régions lient les deux parties.

## 2. La construction résidentielle

Dans le cas de la construction résidentielle, comme dans les autres secteurs du modèle, l'intérêt de la régionalisation, ainsi que nous l'avons déjà mentionné en introduction, provient de la certitude, étayée sur des faits précis, que le comportement des agents économiques est analysé et mesuré de manière plus adéquate au niveau régional qu'au niveau national seulement. C'est pourquoi il est utile, à notre avis, de jeter tout d'abord un regard sur les différences interrégionales qui caractérisent les variables déterminant la demande de logements.

### 2.1 Quelques caractéristiques régionales de la demande d'habitation

Exception faite des considérations relatives à la disponibilité de crédit et aux taux d'intérêt, les facteurs qui influent sur la demande d'habitation peuvent



être considérés comme spécifiquement régionaux. Il y a lieu de distinguer entre les caractéristiques régionales de la croissance et de la composition de la population, les différences observées de stocks de logements et, enfin, les différences observées dans la répartition par type de logements.

#### 2.1.1 La croissance et la composition de la population

Comme nous l'avons déjà dit, la demande de logements est largement dominée par le facteur démographique quand il s'agit de dégager les tendances à moyen terme. Le tableau ci-dessous donne une idée des inégalités régionales que l'on a observées au cours de la dernière décennie.

TABLEAU 2: FACTEURS DEMOGRAPHIQUES

REGION	$\Delta\%$ (*) de la population de 1961 à 1971	FAMr/POPp		
		1961	1971	$\Delta\%$
ATLANTIQUE	8.42	0.209	0.217	3.82
QUEBEC	14.61	0.211	0.228	8.05
ONTARIO	23.52	0.247	0.255	3.23
PRAIRIES	11.43	0.234	0.240	2.56
COLOMBIE- BRITANNIQUE	34.09	0.248	0.246	-0.80
CANADA	18.41	0.230	0.240	4.34

SOURCE: Statistique Canada

(\*)  $\Delta\%$  signifie le changement en pourcentage

La première colonne de ce tableau calcule l'augmentation en pourcentage de la population durant la décennie 1961 - 1971. On remarque à ce chapitre des inégalités régionales très marquées qui sont dues en majeure partie non pas à des différences dans l'accroissement naturel mais à des différences énormes dans les flux migratoires nets tant internationaux qu'interrégionaux. Il faut ajouter à la pression de la population elle-même, celle due à une augmentation du rapport du

nombre de familles sur la population,  $\frac{FAMr}{POPr}$ , que l'on observe au cours de la période puisque l'unité familiale constitue le principal consommateur de logement. Cette augmentation, que l'on peut attribuer à des effets de composition, à des changements d'habitudes matrimoniales et à la diminution de la taille des familles, est particulièrement marquée au Québec. Des quatre autres régions, seule la Colombie-Britannique a connu une baisse de ce rapport. Il semble relativement aisé d'anticiper l'amplitude et la direction des mouvements de composition au niveau canadien, telle l'augmentation de la part relative des groupes d'âge-sexe à fort taux de mariage. Par ailleurs, il est beaucoup moins facile de prévoir avec beaucoup de certitude la région où ils se matérialiseront en demande d'habitations et cela en raison de l'existence d'importants flux migratoires interrégionaux.

2.1.2 Le stock de logements

Nous regarderons maintenant le stock de chaque région en logements et la situation relative de chacune au cours de la période 1961 - 1971.

TABLEAU 3: STOCK RELATIF DE LOGEMENTS

<u>REGION</u>	<u>Δ% du stock de logements de 1961 à 1971</u>	<u>Stock/Population</u>		
		<u>1961</u>	<u>1971</u>	<u>Δ%</u>
ATLANTIQUE	18.9	0.234	0.256	9.40
QUEBEC	29.6	0.243	0.275	13.16
ONTARIO	33.3	0.276	0.298	7.97
PRAIRIES	29.1	0.273	0.316	15.75
COLOMBIE- BRITANNIQUE	41.1	0.302	0.317	4.96
CANADA	31.0	0.263	0.291	10.69

Aux colonnes 2 et 3 du tableau 3, nous retrouvons le stock relatif de chaque région en logements, soit le rapport du stock total de logements sur la population totale, pour les années 1961 et 1971 respectivement. La colonne suivante donne le changement en pourcentage de

ce rapport au cours de la décennie. En 1961, on remarque des différences relativement importantes entre les régions. La Colombie-Britannique domine avec un ratio de 0.302 tandis que la région de l'Atlantique ferme la marche avec 0.234. On pourrait s'attendre à ce que les régions qui ont connu les plus fortes pressions démographiques soient celles qui aient éprouvé le plus de difficulté à augmenter leur stock par habitant au cours de la décennie. De fait, lorsque nous comparons les chiffres du tableau 2 avec la dernière colonne du tableau 3, nous constatons qu'il existe une relation inverse entre l'importance de la pression démographique sur la demande de logements qu'a connue une région et l'augmentation de son stock de logements par habitant. Cette relation se vérifie pour toutes les régions, sauf l'Atlantique. Bien que cette région ait connu la plus faible poussée démographique des cinq, elle n'arrive qu'au troisième rang en ce qui concerne l'augmentation de son stock de logements par habitant. A partir de ce même tableau 3, on peut constater une diminution des inégalités régionales en stock de logements par habitant au cours de la décennie. Ceci s'explique quand on remarque que les pressions démographiques les plus fortes se sont faites sentir dans les régions qui possédaient les stocks par habitant les plus élevés en 1961.

### 2.1.3 La répartition des logements par type

Une autre donnée de base importante pour bien comprendre le comportement de la construction résidentielle est la répartition des logements par type à l'intérieur des régions. Dans la présente analyse, les logements<sup>8</sup> sont divisés en deux catégories, soit celle des maisons unifamiliales et celle comprenant tous les autres types de logements que nous appellerons "logements multiples" (maisons jumelées, en rangée, duplex, appartements et autres). Il est bien évident que cette dernière catégorie n'est pas homogène; cependant, c'est la division possible la plus fructueuse, vu les données disponibles.

---

8. Le stock total de logements est identiquement égal à la somme des ménages et des logements vacants puisque Statistique Canada définit un ménage comme un groupe de personnes occupant un logement.

TABIEAU 4: REPARTITION REGIONALE PAR TYPE DE LOGEMENT

REGION	STHS/STH		Revenu disponible réel par ménage			FAMHOR/NFHOR			Δ% de SCOUT/CPID de 1961 à 1971
	1961	1971	1961	1971	Δ%	1961	1971	Δ%	
ATLANTIQUE	0.756	0.746	4664	6419	37.7	7.92	5.97	-24.6	6.5
QUEBEC	0.385	0.385	5860	7068	20.6	7.84	4.66	-40.5	4.2
ONTARIO	0.672	0.607	6474	8197	26.6	6.47	4.52	-30.1	24.4
PRAIRIES	0.783	0.730	5049	6962	37.9	5.49	3.99	-27.3	6.1
COLOMBIE- BRITANNIQUE	0.759	0.681	5967	7525	26.1	4.68	3.50	-25.2	20.1
CANADA	0.632	0.590	5836	7466	27.6	6.44	4.42	-31.3	15.3

Les deux premières colonnes du tableau 4 nous font voir le rapport du stock de maisons unifamiliales sur le stock total de logements pour chaque région et pour les années 1961 et 1971 respectivement. Trois régions, l'Atlantique, les Prairies et la Colombie-Britannique ont à peu près les trois quarts de leur stock de logements constitué d'unifamiliales. L'Ontario suit de près avec un rapport de 0.67, tandis que le Québec montre une répartition diamétralement opposée avec 0.38. Une telle différence ne peut s'expliquer pleinement que par une multitude de facteurs. Nous risquons toutefois une combinaison de deux facteurs qui pourraient, à notre avis, expliquer une partie des variations: le degré d'urbanisation de

la région et le revenu réel disponible par ménage. Selon cette hypothèse, le ménage normal, en particulier le ménage familial, placerait la maison unifamiliale au haut de son échelle de valeur en ce qui concerne l'habitation. Seules des considérations de coût et de revenu l'amèneraient à ne pas l'acquérir. L'urbanisation joue en augmentant le coût de la maison unifamiliale par rapport aux autres types de logement et cela, en accroissant le prix du facteur dont elle demande une plus grande quantité, soit l'espace. Donc, selon cette explication partielle, plus une région a un revenu réel disponible par ménage élevé, plus elle a tendance à posséder une forte proportion de son stock de logements en maisons unifamiliales tandis que l'incidence de l'urbanisation joue dans la direction opposée. Concrètement, le taux élevé de maisons unifamiliales observé dans les régions de l'Atlantique et des Prairies s'expliquerait par un degré d'urbanisation moindre. Pour leur part, l'Ontario et la Colombie-Britannique connaissent une urbanisation poussée mais ceci serait compensé par un revenu réel disponible plus élevé que la moyenne. Le très faible taux du Québec demeure problématique, bien que les deux facteurs mentionnés ne tendent pas à favoriser l'acquisition de



maisons unifamiliales. Le revenu réel disponible par ménage de cette région se situait près de la moyenne nationale en 1961 mais il a progressé moins rapidement que dans les quatre autres régions au cours de la décennie, comme le démontre le tableau 4, et l'urbanisation du Québec se compare à celle de l'Ontario et de la Colombie-Britannique. Cependant, ces deux facteurs ne peuvent expliquer l'énorme différence observée entre le Québec et les autres régions. D'autres facteurs, possiblement culturels, doivent nécessairement entrer en ligne de compte. Certains observateurs ont avancé l'idée que l'acquisition d'une maison unifamiliale ne se situait pas au même niveau dans l'échelle des valeurs des Canadiens-français que dans celle de son concitoyen anglophone. Quoiqu'il en soit, une étude plus poussée de la question déborde les cadres de la présente analyse.

Outre les différences interrégionales, on note une certaine évolution, au cours de la période, de cette répartition des logements par catégorie. Les régions de l'Ontario, des Prairies et de la Colombie-Britannique, ont connu une baisse du rapport du stock de maisons unifamiliales sur le stock total de logements tandis que ce rapport est resté stable pour l'Atlantique et le Québec. Le fait

que les ménages non familiaux, qui sont rarement des acheteurs de maisons unifamiliales, constituent une plus grande proportion des ménages totaux en 1971, a probablement contribué, en même temps qu'une plus forte urbanisation, à la baisse survenue dans les trois premières régions. En Atlantique et au Québec, bien que la proportion des ménages non familiaux ait également augmenté, le coût réel des maisons unifamiliales a beaucoup moins progressé que le revenu réel disponible par ménage (tableau 4) et ceci a possiblement compensé.

## 2.2 ... Les misés en chantier de maisons unifamiliales

### 2.2.1 ... L'approche théorique

Comme dans les travaux nationaux de CANDIDE sur le sujet, soit celui de Waslander dans la version 1.0 et ceux de Jakubecki et Lee dans la version 1.1, nous aborderons le secteur de la construction domiciliaire par le biais d'un modèle d'ajustement du stock en réponse à la demande de nouveaux logements. L'équation type tentant d'expliquer les variations d'une année à l'autre dans les misés en chantier de maisons unifamiliales sera de la forme suivante:

(9.0)  $HSSr = \lambda (STHSr^* - STHSr<-1>) + \alpha STHSr <-1>$   
 où HSSr est le nombre de mises en chantier de maisons unifamiliales de la région r,  $STHSr^*$  est le stock désiré de maisons et  $STHSr <-1>$  est le stock réel de l'année précédente pour la même région. Avec cette approche,  $\alpha$  représente le taux de remplacement et  $\lambda$  le coefficient d'ajustement en réponse à la demande. Pour mieux isoler l'influence du facteur démographique de celle des autres facteurs, nous estimerons l'équation par unité de ménages familiaux. C'est ainsi que (9.0) devient:

$$(9.0.1) \frac{HSSr}{FAMHor} = \lambda \left[ \frac{STHSr^*}{FAMHor} - \frac{STHSr<-1>}{FAMHor<-1>} \right] + \alpha \frac{STHSr<-1>}{FAMHor<-1>}$$

On a utilisé les ménages familiaux de préférence aux ménages totaux afin d'éliminer la partie des ménages qui n'achètent habituellement pas de maisons unifamiliales, soit les ménages non familiaux. Comme nous ne possédons pas de valeurs observées pour  $\frac{STHSr^*}{FAMHor}$ , on lui a substitué une série de variables dont dépend ce rapport en théorie. Plus spécifiquement, on suppose que le stock désiré de maisons unifamiliales par ménage familial,  $\frac{STHSr^*}{FAMHor}$ , est positivement relié au revenu disponible réel par ménage,

$\frac{YDr}{(FAMHor + NFHor) * CPID}$ , au nombre de projets où la la Société centrale d'hypothèques et de Logements (SCHL) a agit comme prêteur de dernier ressort,  $\frac{CSAr}{FAMHor}$  et à une variable représentant le crédit disponible, MT-GLT... On suppose

aussi que  $\frac{STHSr^*}{FAMHOR}$  est négativement relié à une variable approximative du coût de construction unitaire réel des maisons unifamiliales,  $\frac{SCOUTr}{CPID}$ , à la moyenne du taux

hypothécaire conventionnel et du taux LNH (Loi nationale de l'habitation),  $ME$ , à une variable auxiliaire tenant compte du ralentissement anormal de 1970, DS70. Ces relations implicites donnent l'équation suivante:

$$(9.0.2) \frac{STHSr^*}{FAMHOR} = B_0 + B_1 \frac{YDr}{(NFHOR + FAMHOR) * CPID} + B_2 \frac{SCOUTr}{CPID} \\ + B_3 \frac{CSAr}{FAMHOR} + B_4 \frac{1}{MT-BLT} + B_5 (MT) + B_6 (DS70) + U$$

Il faut souligner au passage une particularité de notre approche de la régionalisation, dans ce bloc et dans les autres. Nous utilisons des variables régionales quand il y a potentiellement un gain à le faire et des variables nationales dans les autres cas, notamment pour les variables financières qui semblent ne pas connaître d'attributs régionaux nettement différenciés. Cela explique, entre autres, l'utilisation des variables nationales MT, BLT et CPID. En remplaçant 9.0.2 dans 9.0.1, on obtient la forme finale sous laquelle les équations de mises en chantier de maisons unifamiliales ont été estimées:

---

9. Toutes les variables utilisées dans le bloc de la construction résidentielle sont définies à la fin du présent cahier.

$$\begin{aligned}
 (9.0.3) \quad \frac{HSSr}{FAMHor} &= \lambda B_0 + \lambda B_1 \left( \frac{YDr}{FAMHor + NFHor * CPID} \right) \\
 &+ \lambda B_2 \left( \frac{SCOUTr}{CPID} \right) + \lambda B_3 \left( \frac{CSAr}{FAMHor} \right) + \lambda B_4 \left( \frac{1}{MT-BLT} \right) \\
 &+ \lambda B_5 (MT) + B_6 (DS70) + (\alpha - \lambda) \left( \frac{STHSr <-1>}{FAMHor <-1>} \right) \\
 &+ \lambda U
 \end{aligned}$$

Le signe du coefficient de  $\frac{STHSr}{FAMHor}$ , soit  $(\alpha - \lambda)$ , dépendra de l'importance relative de  $\alpha$ , le taux de remplacement, et de  $\lambda$ , le taux d'ajustement face à la demande.

L'une des faiblesses de l'équation 9.0.3 est qu'elle ne possède aucune variable tenant compte de l'illusion monétaire ou encore des anticipations des gens en face de la montée des coûts. Les raffinements futurs devront tenter de combler cette lacune. Il faut aussi mentionner que si certaines variables de l'équation (9.0.3) n'apparaissent pas dans la spécification d'une région particulière, c'est que, les tests statistiques nous laissent supposer que ces variables n'influenceraient pas de façon significative les mises en chantier de maisons unifamiliales de la région. Ceci ne constitue pas une preuve définitive de l'inexistence de ces relations.

2.2.2 Les résultats statistiques

- Région de l'Atlantique

$$(3.9) \frac{HSSE}{FAMHOE} = \frac{0.3867}{(7.6)} - \frac{0.4420}{(-7.5)} \frac{STHSE_{<-1>}}{FAMHOE_{<-1>}} + \sum_{i=0}^1 \alpha_i \frac{SCOUTE_{t-i}}{CPID_{t-i}}$$

$$+ \sum_{i=0}^1 \beta_i \frac{YDE_{t-i}}{(NFHOE_{t-i} + FAMHO_{t-i}) * CPID_{t-i}}$$

$$+ \frac{1.224}{(2.4)} \frac{CSAE}{FAMHOE} - \frac{0.0035}{(-2.4)} DS70$$

R.E.P. du 1<sup>er</sup> degré

$$\alpha_0 = -0.00104 \quad (-1.4)$$

$$\alpha_1 = -0.00052 \quad (-1.4)$$

R.E.P. du 1<sup>er</sup> degré

$$\beta_0 = 5.603 \quad (5.62)$$

$$\beta_1 = 2.801 \quad (5.62)$$

$$\bar{R}^2 = 0.858$$

$$D.W. = 2.39$$

$$E. = 0.00124$$

Technique utilisée: moindres carrés ordinaires (MCO)

Valeur de F = 16.8

Période d'observation: de 1958 à 1971

où  $\bar{R}^2$  : coefficient de détermination corrigé pour les degrés de liberté

D.W.: test de Durbin-Watson

E. : écart type

( ) : les valeurs entre parenthèses sont celles du test t

R.E.P.: retard échelonné de forme polynomiale (Almon lag)

- Région du Québec

$$\begin{aligned}
 (3.10) \frac{HSSQ}{FAMHOQ} &= 0.248 \quad - \quad 0.5044 \frac{STHSQ<-1>}{FAMHOQ<-1>} + \sum_{i=0}^1 \alpha_i \frac{SCOUTQ_{t-i}}{CPID_{t-i}} \\
 &\quad (5.13) \quad (-4.09) \\
 &+ \sum_{i=0}^1 \beta_i \frac{YDQ_{t-i}}{(NFHOQ_{t-i} + FAMHOQ_{t-i}) * CPID_{t-i}} \\
 &+ 1.315 \frac{CSAQ}{FAMHOQ} \quad - \quad 0.0025 \text{ DS70} \\
 &\quad (7.10) \quad (-1.53)
 \end{aligned}$$

R.E.P. du 1<sup>er</sup> degré

$$\alpha_0 = -0.00258 \quad (-4.5)$$

$$\alpha_1 = -0.00129 \quad (-4.5)$$

R.E.P. du 1<sup>er</sup> degré

$$\beta_0 = 4.426 \quad (4.14)$$

$$\beta_1 = 2.213 \quad (4.14)$$

$$\bar{R}^2 = 0.920$$

$$D.W. = 1.125$$

$$E. = 0.00106$$

$$F = 31.0$$

Technique utilisée: moindres carrés généralisés de forme Hildreth-Lu

Rho: -0.466

Période d'observation: 1958 à 1971

- Région de l'Ontario

$$\begin{aligned}
 (3.11) \frac{HSSO}{FAMHOO} &= 0.1306 - 0.0977 \frac{STHSO_{<-1>}}{FAMHOO_{<-1>}} + \sum_{i=0}^1 \alpha_i \frac{SCOUTO_{t-i}}{CPID_{t-i}} \\
 &+ \sum_{i=0}^1 \beta_i \frac{YDO_{t-i}}{(NFHOO_{t-i} + FAMHOO_{t-i}) * CPID_{t-i}} \\
 &+ 1.175 \frac{CSAO}{FAMHOO} - 0.0228 \frac{1}{MT-BLT} - 0.00155 DS70 \\
 &\quad (3.72) \quad \quad \quad (-3.44) \quad \quad \quad (-0.832)
 \end{aligned}$$

R.E.P. du 1<sup>er</sup> degré

$$\alpha_0 = -0.00314 \quad (-2.57)$$

$$\alpha_1 = -0.00157 \quad (-2.57)$$

R.E.P. du 1<sup>er</sup> degré

$$\beta_0 = 3.614 \quad (2.64)$$

$$\beta_1 = 1.807 \quad (2.64)$$

$$\frac{2}{R} = 0.974$$

$$D.W. = 2.51$$

$$E. = 0.00134$$

$$F = 82.3$$

Technique utilisée: MCG de forme Hildreth-Lu

Rho: -0.9

Période d'observation: 1958 à 1971



- Région de l'Ouest

$$\begin{aligned}
 (3.12) \frac{HSSW}{FAMHOW} &= 0.325 - 0.3510 \frac{STHSW <-1>}{FAMHOW <-1>} + \sum_{i=0}^1 \alpha_i \frac{SCOUTW_{t-i}}{CPID_{t-i}} \\
 &+ \sum_{i=0}^1 \beta_i \frac{YDW_{t-i}}{(NFHOW_{t-i} + FAMHOW_{t-i}) * CPID_{t-i}} \\
 &+ 0.389 \frac{CSAW}{FAMHOW} - 0.0016 DS70 \\
 &(2.85) \quad \quad \quad (-0.94)
 \end{aligned}$$

R.E.P. du 1er degré

$$\alpha_0 = 0.00125 (1.6)$$

$$\alpha_1 = 0.00062 (1.6)$$

R.E.P. du 1er degré

$$\beta_0 = 6.44 (5.3)$$

$$\beta_1 = 3.22 (5.3)$$

$$\bar{R}^2 = 0.961$$

$$D.W. = 2.19$$

$$E. = 0.00116$$

$$F = 66.1$$

Technique utilisée: MCG de forme Hildreth-Lu

Rho: -0.410

Période d'observation: 1958 à 1971

- Région de la Colombie-Britannique

$$(3.13) \frac{HSSC}{FAMHOC} = \frac{0.1882}{(5.58)} - \frac{0.1611}{(6.86)} \frac{STHSC_{<-1>}}{FAMHOC_{<-1>}} + \sum_{i=0}^1 \alpha_i \frac{SCOUTC_{t-i}}{CPID_{t-i}}$$

$$+ \sum_{i=0}^1 \beta_i \frac{YDBC_{t-i}}{(NFHOC_{t-i} + FAMHOC_{t-i}) * CPID_{t-i}}$$

R.E.P. du 1<sup>er</sup> degré

$$\alpha_0 = -0.005228 \quad (-8.7)$$

$$\alpha_1 = -0.002614 \quad (-8.7)$$

R.E.P. du 1<sup>er</sup> degré

$$\beta_0 = 9.485 \quad (4.1)$$

$$\beta_1 = 4.742 \quad (4.1)$$

$$\bar{R}^2 = 0.927$$

$$D.W. = 2.05$$

$$E. = 0.00154$$

$$F = 56.8$$

Technique utilisée: MCG de forme Hildreth-Lu

Rho: -0.101

Période d'observation: 1958 à 1971

### 2.2.3 L'analyse des résultats

Dans les cinq spécifications retenues, les coefficients corroborent les hypothèses de départ. La variable du revenu a un coefficient positif tandis que la variable de coût a un coefficient négatif pour chacune des régions. D'après les techniques utilisées, le coefficient d'ajustement,  $\lambda$ , l'emporte sur le taux de remplacement,  $\alpha$ , puisque l'on trouve un coefficient négatif pour la variable de stock dans les cinq régions. Un coefficient dans le voisinage de un pour  $\frac{CSAr}{FAMHOR}$  signifie que, pour la région r, chaque prêt direct de la S.C.H.L. se traduit par une mise en chantier qui autrement n'aurait pas eu lieu, tandis qu'un coefficient tout près de zéro signifie que la S.C.H.L. n'a fait que se substituer aux autres prêteurs. Dans les trois régions de l'Atlantique, du Québec et de l'Ontario, le coefficient de  $\frac{CSAr}{FAMHOR}$  n'est pas différent de un de façon significative tandis qu'il n'est pas différent de zéro de façon significative en Colombie-Britannique. Le coefficient de 0.4 pour la région des Prairies suggère qu'il y a eu une part de substitution et une part d'apport réel de la S.C.H.L. La variable représentant la disponibilité de fonds n'est apparue significative que pour l'équation de l'Ontario. Utilisée sous la forme réciproque,  $\frac{1}{MT-BLT}$ , cette variable comporte un coefficient négatif, ce qui signifie qu'elle est effectivement reliée positivement au nombre de mises en

chantier. Les statistiques, de même que les méthodes utilisées, n'ont pas permis de dégager la relation théorique négative entre les mises en chantier et le taux hypothécaire "MT". En effet, le coefficient de cette variable, bien que de signe attendu, est trop près de zéro pour que cette variable soit retenue. Enfin, le coefficient négatif de la variable auxiliaire DS70 veut tenir compte d'un important ralentissement survenu dans certaines régions en 1970, ralentissement que les autres variables du modèle ne peuvent expliquer.

Des résultats de ces équations se dégagent une grande diversité entre les régions quant à l'influence relative des variables qui déterminent le volume de construction de maisons unifamiliales. Le tableau présenté à la page suivante nous permet de mieux visualiser cette diversité en ce qui concerne les trois variables principales que nous retrouvons dans chacune des cinq équations.

TABLEAU 5: ANALYSE D'ELASTICITE <sup>10</sup> de HSSr

<u>REGION</u>	Elasticité en 1971 HSSr par rapport au			Changement en % <sup>12</sup> de HSSr au cours de la période 1966-1971 dû au		
	<u>STOCK</u> <sup>11/</sup>	<u>COÛT</u>	<u>REVENU</u>	<u>STOCK</u>	<u>COÛT</u>	<u>REVENU</u>
ATLANTIQUE	-14.88	-0.72	1.98	19.19	-4.60	30.84
QUEBEC	-15.45	-2.89	3.01	11.28	32.13	14.65
ONTARIO	-4.49	-4.32	2.65	21.19	-60.48	22.71
PRAIRIES	-17.19	-1.15	3.23	-15.12	5.91	19.21
COLOMBIE- BRITANNIQUE	-4.26	-3.42	3.09	25.85	-25.41	25.83

On peut néanmoins dégager certaines tendances à partir de ce tableau. Nous pouvons distinguer nettement deux groupes en ce qui regarde l'élasticité de  $\frac{HSSr}{FAMHOR}$  par rapport à la variable de stock. Les régions de l'Ontario et de la Colombie-Britannique font partie du premier groupe où le stock semble

10. Il s'agit ici de l'élasticité relative en un point (1971) d'une fonction que l'on calcule comme suit:

$$\frac{\delta Y}{\delta X} * \frac{X_{71}}{Y_{71}}$$

A remarquer que  $\frac{\delta Y}{\delta X}$  correspond au coefficient de la variable X dans l'équation.

11. Nous référons ici aux variables, telles qu'utilisées dans les équations; par exemple, stock réfère à  $\frac{STHR<-1>}{FAMHOR<-1>}$  et HSSr réfère à  $\frac{HSSr}{FAMHOR}$ .

12. Nous avons calculé le changement en pourcentage des variables au cours de la période que nous avons multiplié par les élasticités correspondantes de la variable dépendante.

avoir moins d'influence. Sans pouvoir identifier des liens précis de cause à effet, on peut souligner que ces deux régions se distinguent aussi des autres par un coût des maisons unifamiliales nettement plus élevé et par une poussée démographique nettement plus forte. De son côté, l'élasticité par rapport au coût de  $\frac{HSSr}{FAMHOR}$  semble être plus forte dans les régions où le niveau de la variable de coût est plus élevé. Une relation analogue semble exister entre l'élasticité et le niveau de la variable pour le revenu, mais dans la direction opposée. En se rapportant à la troisième colonne du tableau 5 et au tableau 4 à la page 25, on se rend compte que le rôle tenu par la variable de revenu est d'autant plus important que le niveau de cette variable est faible. Cette relation se vérifie pour toutes les régions, sauf l'Atlantique. Les trois dernières colonnes du tableau 5 montrent le changement en pourcentage qu'aurait connu la variable dépendante,  $\frac{HSSr}{FAMHOR}$ , suite à la variation d'une des variables explicatives au cours des cinq dernières années si les autres variables étaient demeurées constantes. Un fait ressort immédiatement:

le rôle important joué par la variable de coût en Ontario au cours des cinq dernières années comparé au rôle marginal de cette même variable dans les régions de l'Atlantique et des Prairies. Ce tableau révèle aussi l'effet positif dans quatre des cinq régions de la variable de stock, ce qui signifie que la tendance de  $\frac{STHSr}{FAMHOR}$  est à la baisse dans les dernières années pour ces régions.

On peut maintenant se demander qu'elle est la valeur explicative des équations régionales quand elles sont agrégées au niveau canadien.

TABLEAU 6: ESTIMATION DE HSS<sup>13/</sup> (1958-1971)

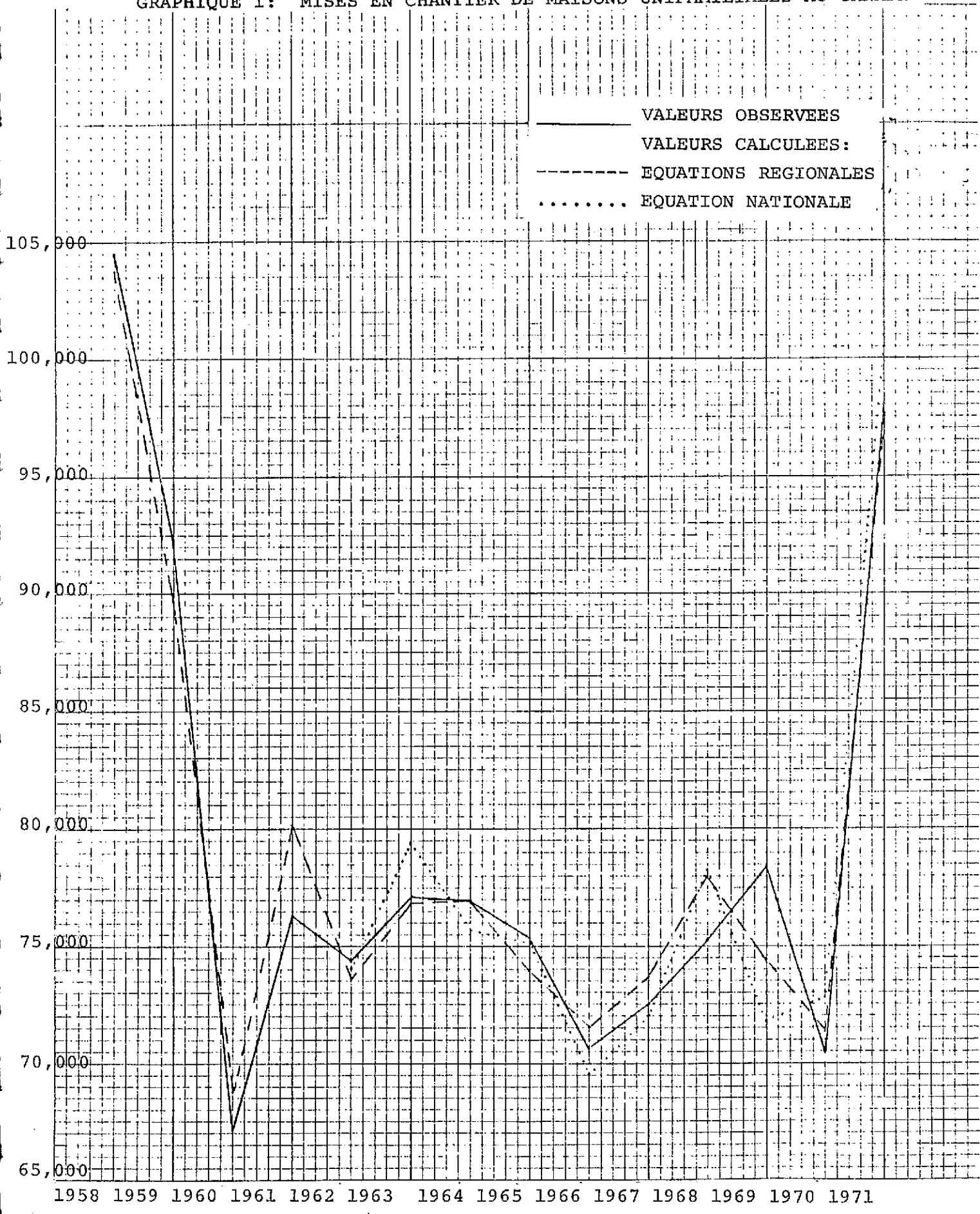
<u>Somme des régions</u>	<u>Equation nationale<sup>14/</sup></u>
R <sup>2</sup> à partir des résidus: 96.69	R <sup>2</sup> à partir des résidus: 93.21
$\Sigma$ des erreurs au carré: 51.640	$\Sigma$ des erreurs au carré: 113.170
D.W.: 2.3	D.W.: 2.92

L'un des buts de notre effort de régionalisation était de dégager les dimensions régionales d'un phénomène tout en ne détériorant pas l'estimation de ce phénomène au niveau canadien. Comme le tableau 6 et le graphique de la page suivante le démontrent, nous avons satisfait cette contrainte en ce qui regarde les mises en chantier de maisons unifamiliales.

13. HSS: nombre de mises en chantier de maisons unifamiliales au Canada en milliers.

14. Ces résultats ont été obtenus à partir de l'équation de CANDIDE 1.1 pour HSS, telle que spécifiée par Jakubecki et Lee.

GRAPHIQUE 1: MISES EN CHANTIER DE MAISONS UNIFAMILIALES AU CANADA





2.3 Les mises en chantier de logements multiples

2.3.1 L'approche théorique

La théorie sous-jacente à l'analyse des mises en chantier de logements multiples est, à peu de chose près, la même que celle utilisée pour les mises en chantier de maisons unifamiliales. L'utilisation de l'ensemble des ménages comme facteur démographique et l'ajout d'une nouvelle variable constituent les seules différences notables. La nouvelle variable est formée du rapport des mises en chantier de maisons unifamiliales sur celles de logements multiples retardé d'une période. Cette variable sert de mesure approximative pour les facteurs, non définis dans le modèle, qui conditionnent l'augmentation des logements multiples en pourcentage du nombre total de mises en chantier de logements. Voici donc la spécification générale des mises en chantier de logements multiples:

$$\begin{aligned}
 (10.0) \quad & \frac{HMSr}{(FAMHOR + NFHOR)} = \lambda\beta_0 + \lambda B_1 \frac{YDr}{(NFHOR + FAMHOR) * CPID} + \lambda B_2 \\
 & \frac{MCOUPr}{CPID} + \lambda B_3 \frac{CMAR}{FAMHOR + NFHOR} + \lambda B_4 (MT-BLT) + \lambda B_5 (MT) \\
 & + \lambda B_6 \frac{HSSr<-1>}{HMSr<-1>} + \lambda B_7 (D66) \\
 & + (\alpha - \lambda) \frac{STHOR<-1>}{NFHOR<-1> + FAMHOR<-1>} + \lambda U
 \end{aligned}$$

Comme dans le cas des maisons unifamiliales, la théorie nous dit que le revenu réel disponible par ménage, le nombre de prêts directs de la S.C.H.L. par ménage et la disponibilité de fonds devraient être positivement reliés aux mises en chantier de logements multiples, tandis que le coût et le taux d'intérêt hypothécaire devraient être reliés négativement. En ce qui concerne  $\frac{HSSr - 1}{HMSr - 1}$ , un coefficient négatif tiendrait effectivement compte de la tendance vers une plus grande proportion de mises en chantier de logements multiples parmi l'ensemble des mises en chantier. Encore ici, le coefficient de la variable de stock dépendra de l'importance relative du coefficient de remplacement,  $\alpha$ , et du coefficient d'ajustement,  $\lambda$ .

2.3.2 : Les résultats statistiques

- Région de l'Atlantique

$$(3.3) \frac{HMSE}{FAMHOE + NFHOE} = \frac{0.0574}{(3.9)} - \frac{0.2173}{(-4.6)} \frac{STHME <-1>}{NFHOE <-1> + FAMHOE <-1>}$$

$$+ \sum_{i=0}^1 \alpha_i \frac{MCOUTE_{t-i}}{CPID_{t-i}} + \sum_{i=0}^1 \beta_i \frac{YDE_{t-i}}{(NFHOE_{t-i} + FAMHO_{t-i}) * CPID_{t-i}}$$

$$-0.00678 \frac{1}{(-3.3) \quad MT-BLT}$$

R.E.P. du 1<sup>er</sup> degré

$$\alpha_0 = -0.00185 \quad (-4.7)$$

$$\alpha_1 = -0.00092 \quad (-4.7)$$

R.E.P. du 1<sup>er</sup> degré

$$\beta_0 = 3.910 \quad (12.6)$$

$$\beta_1 = 1.955 \quad (12.6)$$

$$\frac{2}{\bar{R}} = 0.969$$

$$D.W. = 2.28$$

$$E. = 0.00087$$

$$F = 104.5$$

Technique utilisée: M.C.G. de forme Hildreth-Lu

Rho: -0.616

Période d'observation: 1958 à 1971

- Région du Québec

$$(3.4) \frac{HMSQ}{FAMHOQ+NFHOQ} = -0.1335 \begin{matrix} 1 \\ (-5.4) \end{matrix} + \sum_{i=0}^1 \alpha_i \frac{MCOUTQ_{t-i}}{CPID_{t-i}} \\ + \sum_{i=0}^1 \beta_i \frac{YDQ_{t-i}}{(NFHOQ_{t-i} + FAMHOQ_{t-i}) * CPID_{t-i}} \\ -0.0137 \frac{HSSQ<-1>}{(-3.7) HMSQ<-1>} + 0.5217 \frac{1}{(6.7) MT} - 0.0336 \frac{1}{(-6.0) MT-BLT}$$

R.E.P. du 1<sup>er</sup> degré

R.E.P. du 1<sup>er</sup> degré

$$\alpha_0 = -0.00716 \quad (-5.8)$$

$$\beta_0 = 19.664 \quad (6.7)$$

$$\alpha_1 = -0.00358 \quad (-5.8)$$

$$\beta_1 = 9.832 \quad (6.7)$$

$$\bar{R}^2 = 0.853$$

$$D.W. = 1.82$$

$$E. = 0.00142$$

$$F = 16.1$$

Technique utilisée: M.C.G. de forme Hildreth-Lu

Rho: 0.168

Période d'observation: 1958 à 1971

- Région de l'Ontario

$$(3.5) \frac{\text{HMSO}}{\text{FAMHOO} + \text{NFHOO}} = -0.0638 + \sum_{i=0}^1 \alpha_i \frac{\text{MCOUTO}_{t-i}}{\text{CPID}_{t-i}}$$

$$+ \sum_{i=0}^1 \beta_i \frac{\text{YDO}_{t-i}}{(\text{NFHOO}_{t-i} + \text{FAMHOO}_{t-i}) * \text{CPID}_{t-i}} \quad -0.0112 * \text{D66} \quad (-7.6)$$

$$+0.0735 \quad \frac{1}{\text{MT}} \quad (1.3)$$

R.E.P. du 1er degré

R.E.P. du 1er degré

$$\alpha_0 = -0.00177 \quad (-1.9)$$

$$\beta_0 = 8.685 \quad (12.3)$$

$$\alpha_1 = -0.00088 \quad (-1.9)$$

$$\beta_1 = 4.348 \quad (12.3)$$

$$\bar{R}^2 = 0.983$$

$$\text{D.W.} = 2.10$$

$$\text{E.} = 0.00128$$

$$\text{F} = 195.9$$

Technique utilisée: M.C.G. de forme Hildreth-Lu

Rho: 0.691

Période d'observation: 1958 à 1971

- Région des Prairies

$$(3.6) \frac{HMSW}{FAMHOW + NFHOW} = -0.00951 \begin{matrix} 1 \\ (-0.4) \end{matrix} + \sum_{i=0}^1 \alpha_i \frac{MCOUTW_{t-i}}{CPID_{t-i}} + \sum_{i=0}^1 \beta_i \frac{YDW_{t-i}}{(FAMHOW_{t-i} + NFHOW_{t-i}) * CPID_{t-i}} - 0.00685 * D66 \begin{matrix} (-1.9) \end{matrix}$$

$$\begin{matrix} -0.0268 \\ (-2.8) \end{matrix} \frac{1}{MT-BLT}$$

R.E.P. du 1<sup>er</sup> degré

$$\alpha_0 = -0.00413 \quad (-1.6)$$

$$\alpha_1 = -0.00206 \quad (-1.6)$$

R.E.P. du 1<sup>er</sup> degré

$$\beta_0 = 9.33 \quad (6.7)$$

$$\beta_1 = 4.66 \quad (6.7)$$

$$\bar{R}^2 = 0.945$$

$$D.W. = 2.22$$

$$E. = 0.0025$$

$$F = 57.6$$

Technique utilisée: M.C.G. de forme Hildreth-Lu

Rho: -0.727

Période d'observation: 1958 à 1971

- Région de la Colombie-Britannique

$$(3.7) \frac{\text{HMSC}}{\text{FAMHOC} + \text{NFHOC}} = 0.025 + \sum_{i=0}^1 \alpha_i \frac{\text{MCOUTC}_{t-i}}{\text{CPID}_{t-i}} + \sum_{i=0}^2 \beta_i \frac{\text{YDBC}_{t-i}}{(\text{FAMHOC}_{t-i} + \text{NFHOC}_{t-i}) * \text{CPID}_{t-i}}$$

$$\begin{matrix} -0.00349 & \text{HSSC} < -1 > & -0.0452 & \frac{1}{\text{MT-BLT}} \\ (-2.8) & \text{HMSC} < -1 > & (-3.1) & \end{matrix}$$

R.E.P. du 1<sup>er</sup> degré

$$\alpha_0 = -0.00106 \quad (-2.8)$$

$$\alpha_1 = -0.00053 \quad (-2.8)$$

R.E.P. du 1<sup>er</sup> degré

$$\beta_0 = 10.770 \quad (3.0)$$

$$\beta_1 = 7.179 \quad (3.0)$$

$$\beta_2 = 3.588 \quad (3.0)$$

$$\bar{R}^2 = 0.828$$

$$\text{D.W.} = 2.49$$

$$\text{E.} = 0.00315$$

$$\text{F} = 16.7$$

Technique utilisée: moindres carrés ordinaires

Période d'observation: 1958 à 1971

### 2.3.3 L'analyse des résultats

Comme on le voit dans les spécifications retenues, toutes les variables n'apparaissent pas dans les cinq équations. Dans une région donnée, certaines variables ont été abandonnées lorsque leur coefficient ne s'est pas révélé différent de zéro de façon significative. Cependant, dans les équations où ils sont significatifs, les coefficients corroborent les hypothèses avancées. Ici aussi  $\lambda$  l'emporte sur  $\alpha$  de sorte que le coefficient de la variable de stock est négatif bien qu'il ne soit significatif que dans la région de l'Atlantique. Le coefficient négatif de la variable auxiliaire D66 tient compte d'un ralentissement dans les mises en chantier de logements multiples que ne peuvent expliquer les facteurs déjà incorporés dans les équations. On a pu constater également que la variable tenant compte des prêts directs de la S.C.H.L. n'apparaît dans aucune des cinq équations finales. Il semble donc, statistiquement du moins, que la source de financement n'ait pas été une préoccupation dominante pour la mise en chantier des logements qui ont bénéficié de prêts directs de la S.C.H.L. dans cette catégorie et que l'action de la S.C.H.L. n'ait fait que se substituer à l'action des prêteurs privés. Cependant, comme le souligne H.E.L. Waslander:



"nous disposons de trop peu d'indications pour tirer des conclusions fermes, et un modèle financier à court terme soulignerait probablement l'efficacité des opérations de la SCHL"...

"comme le modèle est à la fois un instrument de prévision à moyen terme et d'analyse des politiques, que faut-il faire des politiques qui ne s'insèrent pas dans un contexte à moyen ou à long terme?" 15

TABLEAU 7: ANALYSE D'ELASTICITE DE HSMr

<u>REGION</u>	Elasticité en 1971 de HSMr par rapport au			Changement en % de HSMr au cours de la période 1966-1971 dû au		
	<u>STOCK</u>	<u>COUT</u>	<u>REVENU</u>	<u>STOCK</u>	<u>COUT</u>	<u>REVENU</u>
ATLANTIQUE	-5.01	-2.06	3.28	-6.41	-3.42	51.10
QUEBEC		-4.62	11.46		-4.75	55.89
ONTARIO		-0.94	4.17		-16.98	35.73
PRAIRIES		-2.01	3.97		-17.46	23.58
COLOMBIE- BRITANNIQUE		-4.77	6.03		-48.60	48.48

---

15. Waslander, H.E.L., La construction de logements dans le modèle 1.0, cahier n° 3 du projet CANDIDE, Conseil économique du Canada, Ottawa, juin 1973.

Il semble beaucoup plus difficile pour cette catégorie de logements de dégager des relations qui expliqueraient les différences régionales que nous rencontrons au niveau des élasticités. On peut cependant déduire du tableau 7 que le secteur de la construction des logements multiples est plus sensible au revenu disponible qu'au coût. En comparant les tableaux 5 et 7, on voit aussi que ce secteur est plus sensible au revenu disponible que celui des maisons unifamiliales et plus sensible au coût dans quatre des cinq régions. Nous pouvons tout au plus ajouter, en ce qui concerne les logements multiples, que certains marchés régionaux semblent plus volatiles que d'autres, notamment celui du Québec.

TABLEAU 8: ESTIMATION DE HMS<sup>16</sup> (1958 - 1971)

<u>Somme des régions</u>	<u>Equation nationale 17'</u>
R <sup>2</sup> à partir des résidus = 098.2	R <sup>2</sup> à partir des résidus= 096.0
Σ des erreurs au carré= 249.6	Σ des erreurs au carré= 644.2
Durbin-Watson= 2.11	Durbin-Watson= 2.29

---

16. HMS: mises en chantier de logements multiples pour l'ensemble du Canada, en milliers.

17. Ces résultats ont été obtenus à partir de l'équation de CANDIDE 1.1 pour HMS, telle que spécifiée par Jakubecki et Lee.

Le tableau 8, de même que le graphique de la page suivante démontrent que nous avons satisfait la contrainte que nous nous étions fixée de ne pas détériorer l'estimation des mises en chantier de logements multiples au niveau canadien.

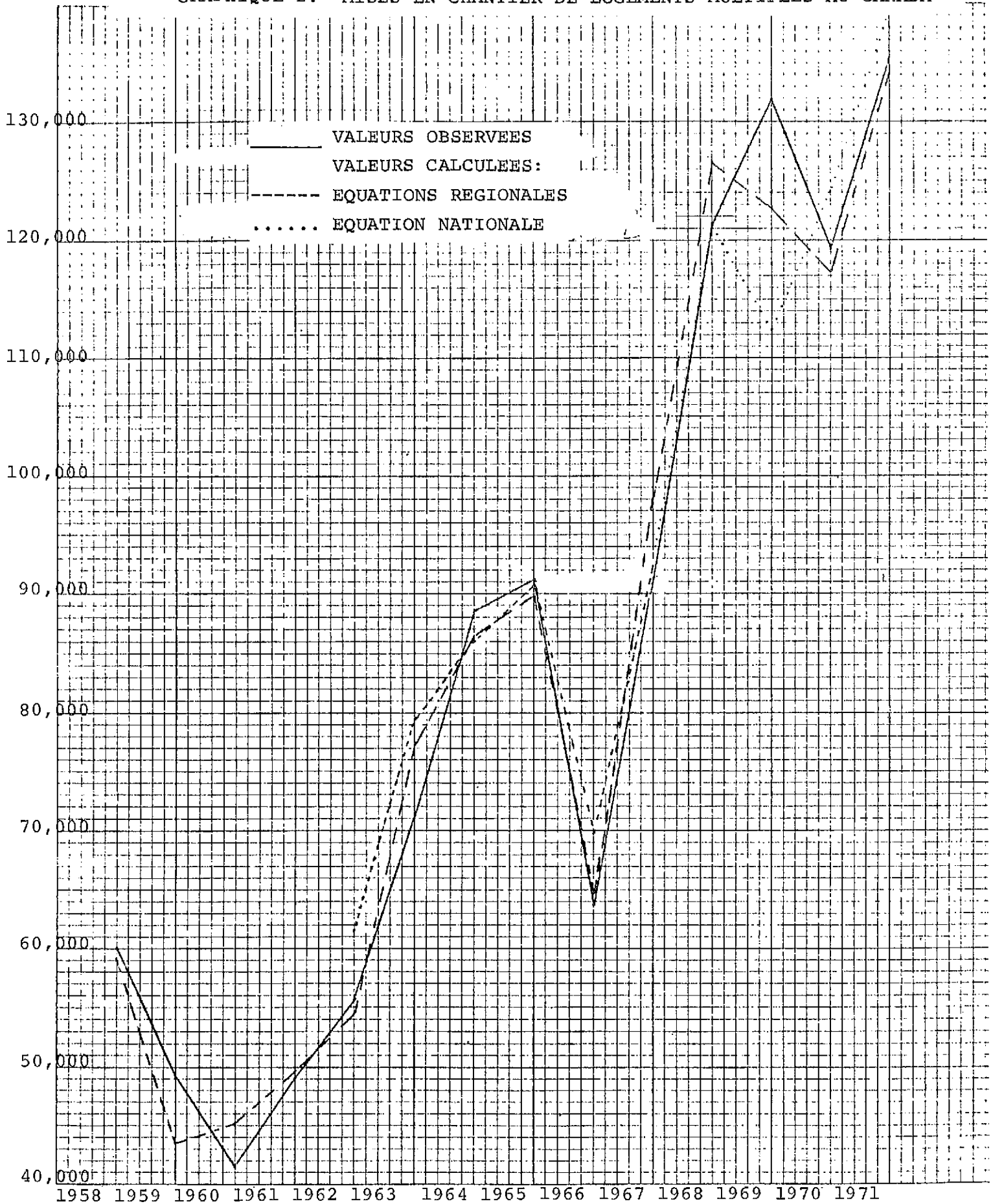
#### 2.4 Les achèvements

Les catégories utilisées pour l'estimation des mises en chantier seront conservées pour les achèvements. Nous aurons donc des équations expliquant les achèvements de maisons unifamiliales, HSCr, d'une part, et ceux des logements multiples, HMCr, d'autre part.

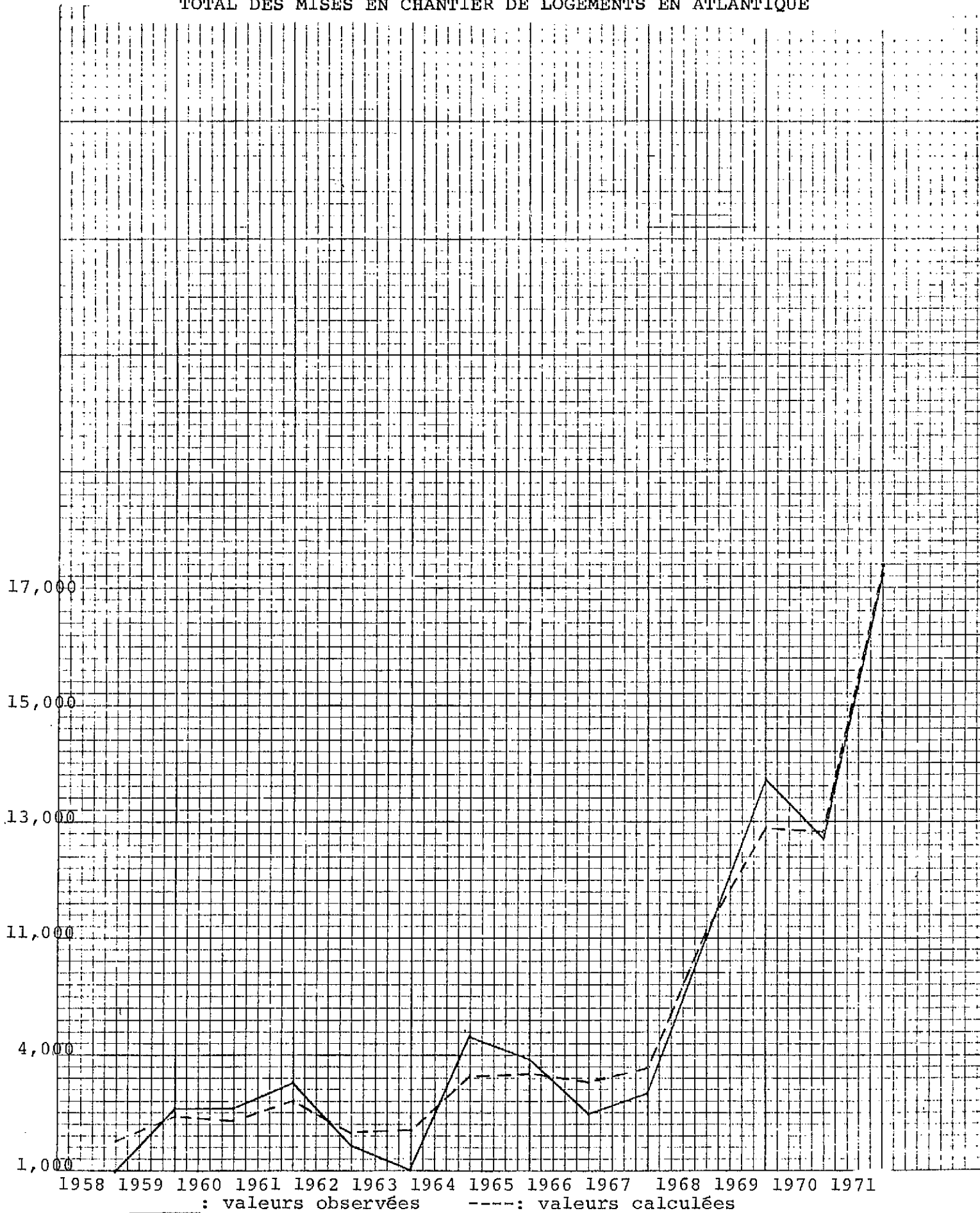
##### 2.4.1. L'approche théorique

Notre approche, qui repose sur celle utilisée par Tjan et Waslander dans leurs travaux pour le Conseil économique du Canada, est simple mais satisfaisante pour nos besoins. Elle consiste à expliquer les achèvements par les mises en chantier avec un retard plus ou moins

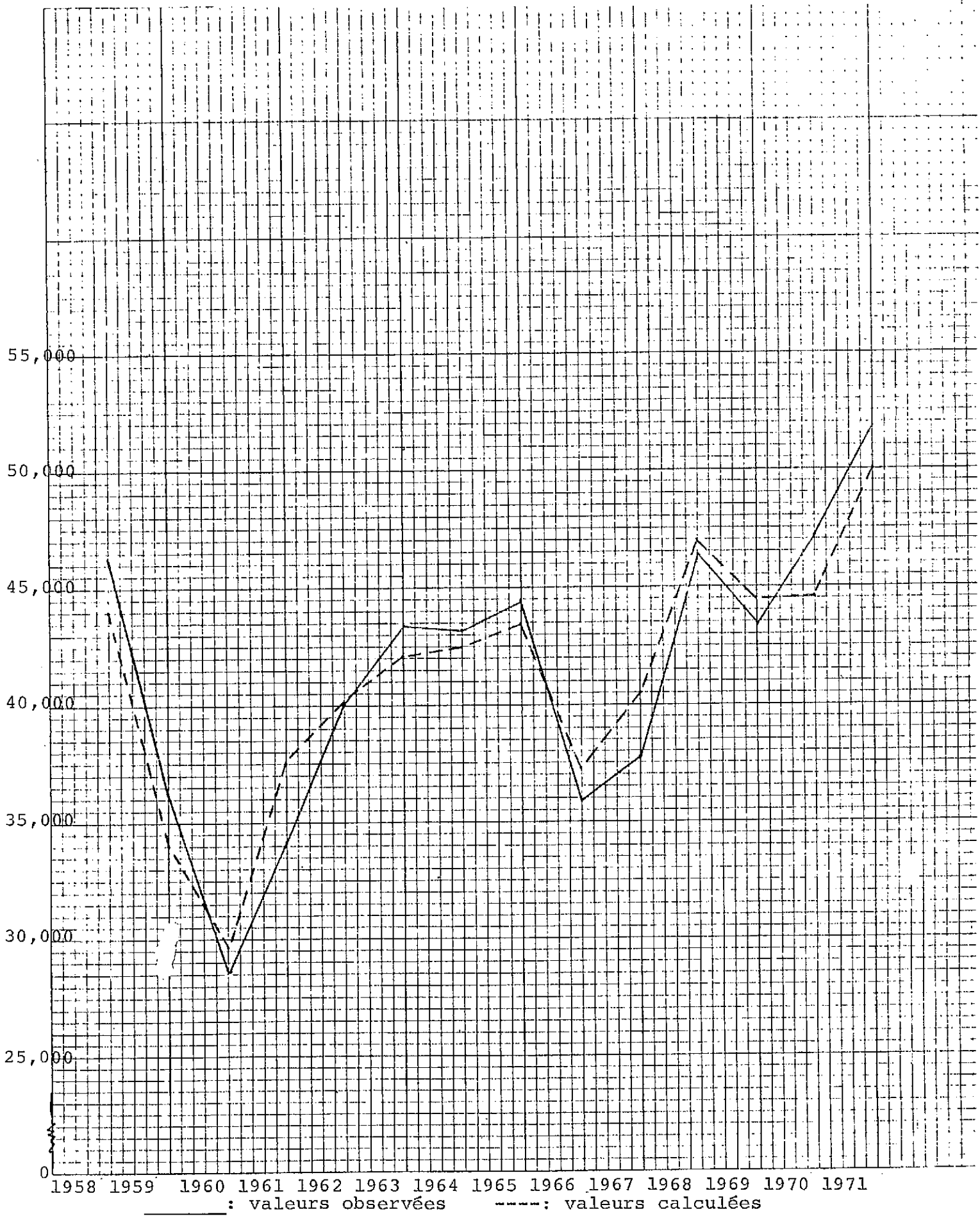
GRAPHIQUE 2: MISES EN CHANTIER DE LOGEMENTS MULTIPLES AU CANADA



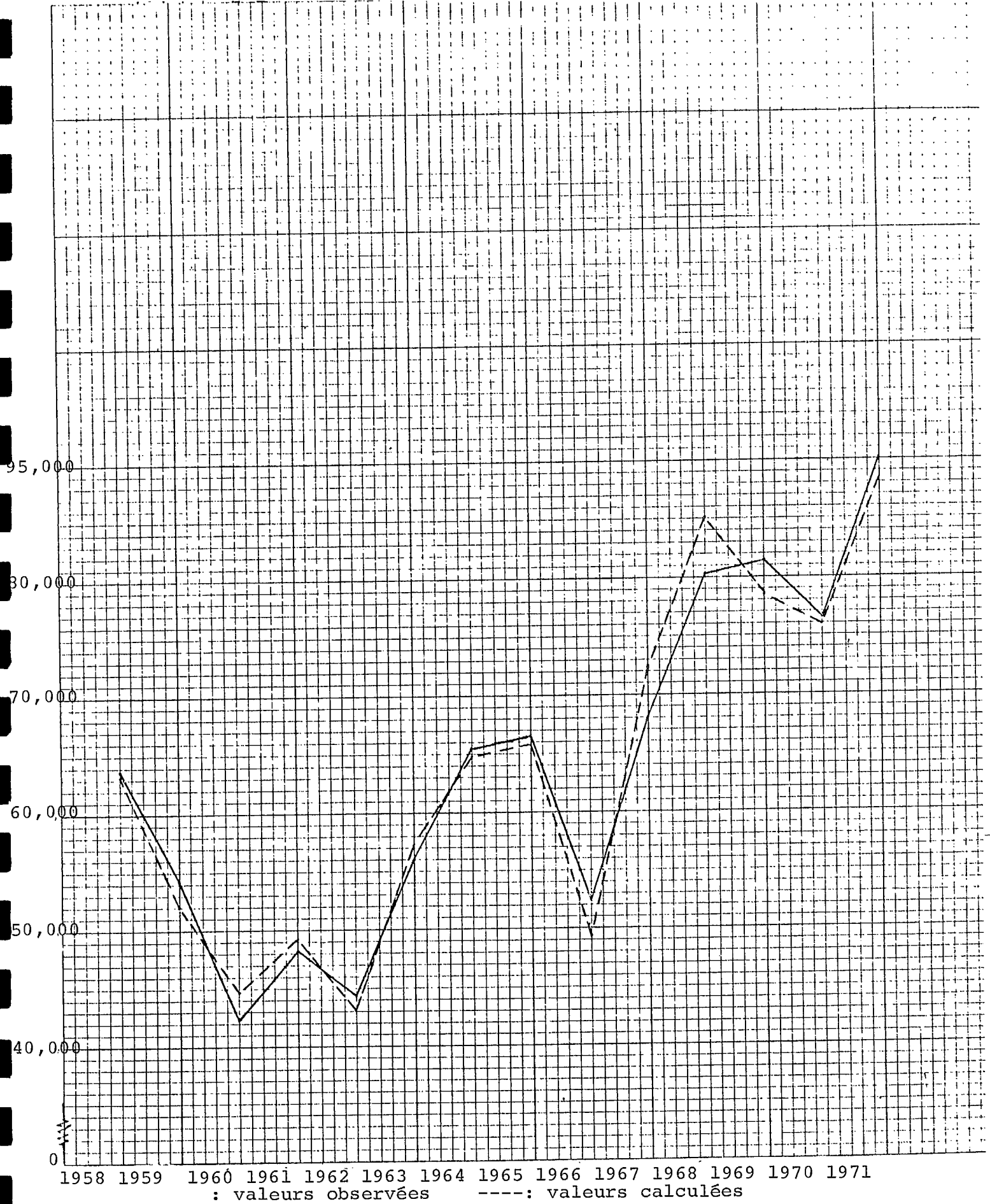
# TOTAL DES MISES EN CHANTIER DE LOGEMENTS EN ATLANTIQUE



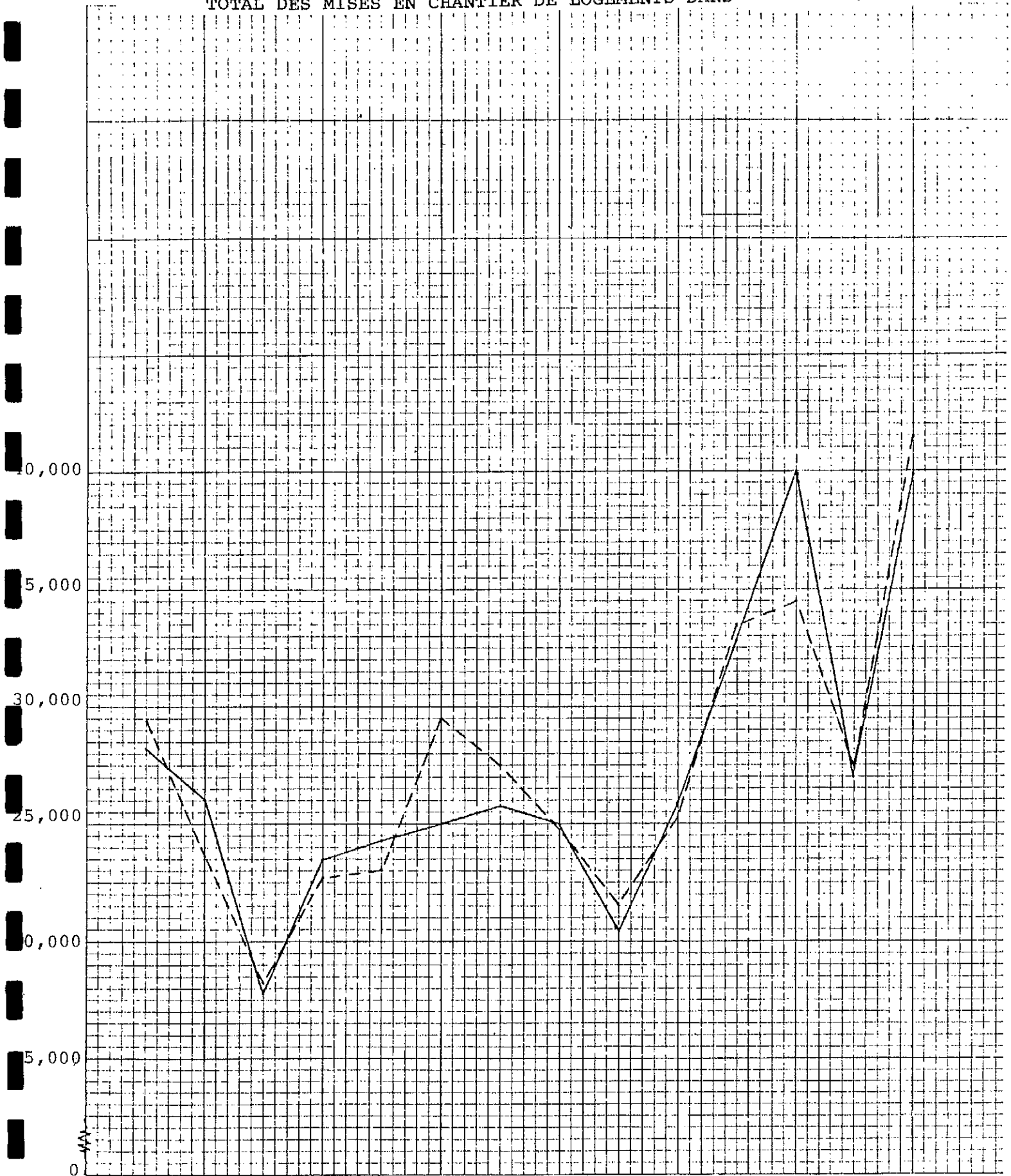
# TOTAL DES MISES EN CHANTIER DE LOGEMENTS AU QUEBEC



TOTAL DES MISES EN CHANTIER DE LOGEMENTS EN ONTARIO



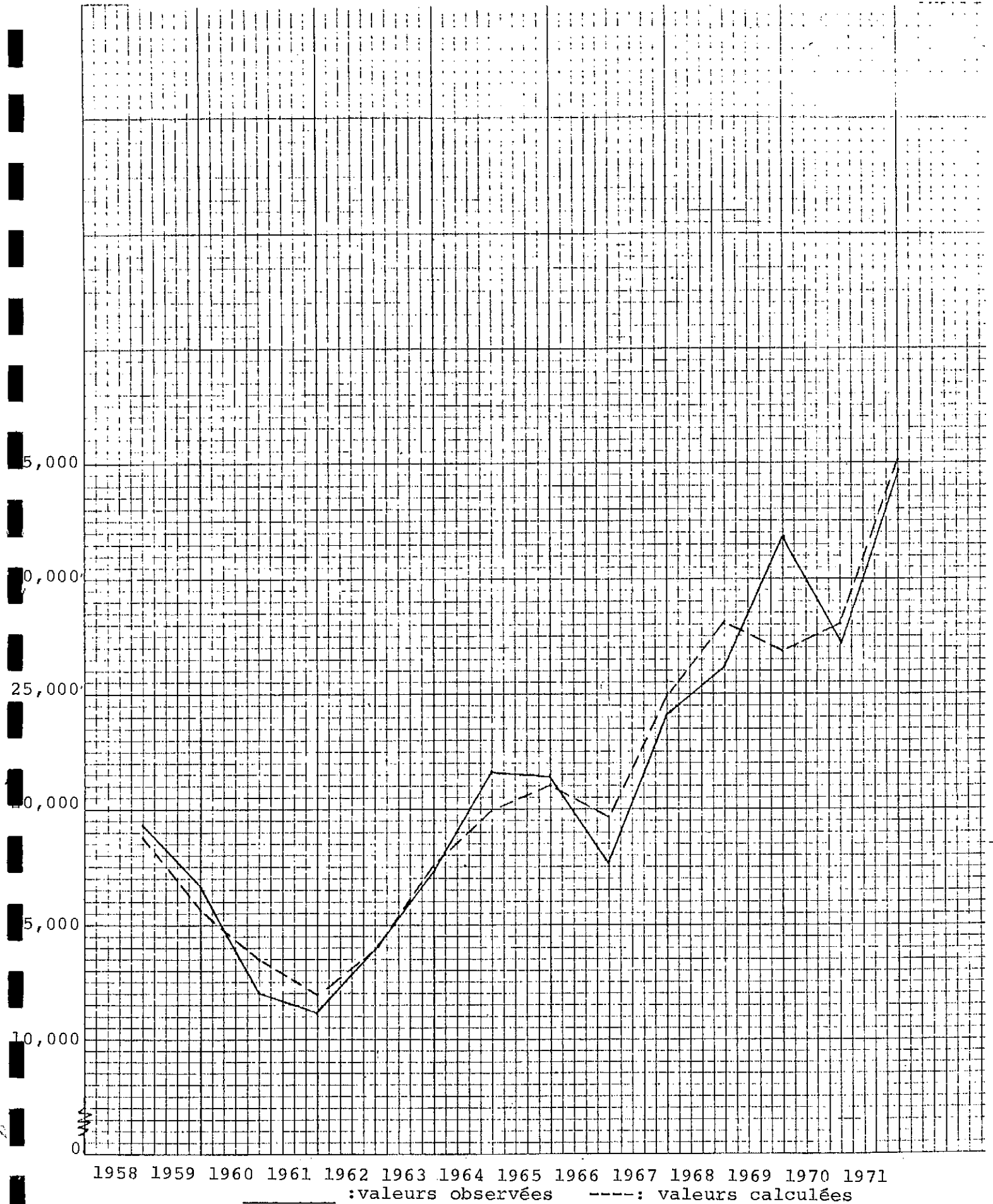
# TOTAL DES MISES EN CHANTIER DE LOGEMENTS DANS LES PRAIRIES



1958 1959 1960 1961 1962 1963 1964 1965 1966 1967 1968 1969 1970 1971  
 \_\_\_\_\_ : valeurs observées    ---- : valeurs calculées



TOTAL DES MISES EN CHANTIER DE LOGEMENTS EN COLOMBIE-BRITANNIQUE



long. Comme il est peu probable que la construction d'un logement se termine plus de deux ans après sa mise en chantier, nos premières spécifications comprenaient une variable retardée sur deux périodes.

#### 2.4.2 Les résultats statistiques

A) Les achèvements de maisons unifamiliales, en milliers.

- Région de l'Atlantique

(3-23)	HSCE = 0.500	HSSE + 0.476	HSSE (-1)
	(4.07)	(3.67)	

$\bar{R}^2$  = 0.738

E. = 0.543

D.W. = 1.45

F = 40.5

Somme des coefficients = 0.976

Technique utilisée: MCO

Période d'observation: 1957 à 1971

- Région du Québec

$$(3.24) \quad \text{HSCQ} = 0.554 \text{ HSSQ} + 0.419 \text{ HSSQ} (-1) \\ (5.3) \quad \quad \quad (3.9)$$

$$\bar{R}^2 = 0.751$$

$$E. = 1.088$$

$$D.W. = 2.57$$

$$F = 43.4$$

Somme des coefficients= 0.973

Technique utilisée: MCO

Période d'observation: 1957 à 1971

- Région de l'Ontario

$$(3.25) \quad \text{HSCO} = 0.625 \text{ HSSO} + 0.375 \text{ HSSO} (-1) \\ (8.54) \quad \quad \quad (5.2)$$

$$\bar{R}^2 = 0.885$$

$$E. = 1.544$$

$$D.W. = 1.78$$

$$F = 109.3$$

Somme des coefficients= 1.0008

Technique utilisée: MCO

Période d'observation: 1957 à 1971

- Région des Prairies

(3.26) HSCW = 0.598 HSSW +0.398 HSSW (-1)  
(8.1) (5.4)

$\bar{R}^2$  = 0.880

E. = 0.941

D.W. = 1.53

F = 104.2

Somme des coefficients = 0.996

Technique utilisée: MCO

Période d'observation: 1957 à 1971

- Région de la Colombie-Britannique

(3.27) HSCC = 0.491 HSSC + 0.485 HSSC (-1)  
(6.3) (5.9)

$\bar{R}^2$  = 0.920

E. = 0.592

D.W. = 0.99

F = 162.9

Somme des coefficients = 0.976

Technique utilisée: MCO

Période d'observation: 1957 à 1971

B) Les achèvements de logements multiples, en milliers.

- Région de l'Atlantique

$$(3-17) \quad \text{HMCE} = 0.458 \quad \text{HMSE} + 0.472 \quad \text{HMSE} (-1) \\ (6.1) \quad \quad \quad \quad (5.5)$$

$$\bar{R}^2 = 0.975$$

$$E. = 0.231$$

$$\text{D.W.} = 2.35$$

$$F = 561.4$$

Somme des coefficients = 0.931

Technique utilisée: MCO

Période d'observation: 1957 à 1971

- Région du Québec

$$(3-18) \quad \text{HMCQ} = 0.453 \quad \text{HMSQ} + 0.500 \quad \text{HMSQ} (-1) \\ (4.9) \quad \quad \quad \quad (5.2)$$

$$\bar{R}^2 = 0.856$$

$$E. = 1.726$$

$$\text{D.W.} = 2.21$$

$$F = 84.8$$

Somme des coefficients = 0.954

Technique utilisée: MCO

Période d'observation: 1957 à 1971

- Région de l'Ontario

$$(3-19) \text{ HMC0} = 0.122 \text{ HMSO} + 0.647 \text{ HMSO} (-1) + 0.180 \text{ HMSO} (-2) \\ (0.86) \quad (3.5) \quad (1.16)$$

$$\bar{R}^2 = 0.920$$

$$E. = 3.611$$

$$D.W. = 2.24$$

$$F = 82.3$$

Somme des coefficients = 0.950

Technique utilisée: MCO

Période d'observation: 1957 à 1971

- Région des Prairies

$$(3-20) \text{ HMCW} = 0.345 \text{ HMSW} + 0.464 \text{ HMSW} (-1) + 0.163 \text{ HMSW} (-2) \\ (8.4) \quad (8.8) \quad (3.4)$$

$$\bar{R}^2 = 0.987$$

$$E. = 0.669$$

$$D.W. = 3.15$$

$$F = 567.1$$

Somme des coefficients = 0.973

Technique utilisée: MCO

Période d'observation: 1957 à 1971

- Région de la Colombie-Britannique

(3-21) HMCC = 0.329      HMSC + 0.402      HMSC (-1) + 0.249  
                  (4.3)                   (4.1)                   (2.9)

HMSC (-2)

$\bar{R}^2$        = 0.968

B.         = 0.827

D.W.      = 2.20

F          = 213.1

Somme des coefficients = 0.981

Technique utilisée: MCO

Période d'observation: 1957 à 1971

2.4.3. L'analyse des résultats

Les résultats de ces estimations indiquent que la construction de logements multiples requière plus de temps que celle des maisons unifamiliales. En effet, la variable des mises en chantier retardée de deux périodes n'est significative que dans les équations expliquant les achèvements de logements multiples de certaines régions. De plus, dans toutes les régions, le coefficient de la

variable des mises en chantier au temps  $t$  est plus élevé dans les équations d'achèvements de maisons unifamiliales que dans celles des achèvements de logements multiples. Il faut se garder, cependant, de considérer les différences entre les régions dans la valeur des coefficients comme le reflet exact des variations régionales quant à la durée de construction d'une catégorie de logement. Ces coefficients peuvent certes servir d'indicateur de durée mais leur valeur dépend aussi des variations régionales quant à la répartition temporelle durant l'année des mises en chantier.

Idéalement, la somme des coefficients de chacune des équations d'achèvements devrait égaler un. Malgré tout, la différence entre les achèvements observés au Canada pour toute la période et ceux calculés par les équations régionales n'est que de 1.2 pour cent dans le cas des maisons unifamiliales et de 0.2 pour cent dans le cas des logements multiples. Dans une perspective de moyen terme, ce degré d'exactitude est amplement satisfaisant.



La valeur du test Durbin-Watson de certaines équations suppose la présence d'autocorrélation des erreurs. Cependant, comme d'une part, la technique Hildreth-Lu n'a pas amélioré énormément les équations en question et que, d'autre part, l'incorporation dans le modèle des équations corrigées pour l'autocorrélation est assez ardue, les équations estimées avec les moindres carrés ordinaires ont été conservées. Une autre tentative avec une technique proposée par Zellner<sup>18</sup> qui tient compte de la corrélation entre les résidus d'une même année mais d'équations différentes n'a pas amélioré la qualité des équations et n'a pas été retenue.

---

18. Une publication à venir traitera des techniques d'estimation utilisées dans CANDIDE-R.

CONCLUSION

Dans un modèle régional, l'obtention de données fiables est souvent la tâche la plus difficile, de sorte que l'amélioration du modèle dépend souvent de l'amélioration des statistiques régionales. A notre avis, la variable la moins satisfaisante de notre modèle est la variable de coût, obtenue à partir de la valeur unitaire des permis de construction. De plus, on pourrait sans doute améliorer les équations si l'on pouvait trouver des contreparties régionales de certaines variables utilisées dans les équations nationales, comme l'indice du coût de location, CSR20P, l'indice des coûts occasionnés par la propriété d'une maison unifamiliale, HOWIX <sup>19</sup>, le coût du terrain, etc.

Une autre faiblesse des équations de mises en chantier de CANDIDE-R est qu'elles ne tiennent pas compte du phénomène des anticipations des consommateurs face à la montée des coûts. On conçoit facilement que les augmentations de coût tendent à freiner la demande; mais

<sup>19</sup>. Ce sont les taxes foncières, l'intérêt de l'hypothèque, les réparations, le coût de remplacement et les assurances.

si elles persistent, en s'accélégrant sans cesse, comme c'est le cas présentement, les gens anticipent de nouvelles hausses et peuvent décider de construire immédiatement pour éviter de payer plus cher plus tard ou encore pour des fins strictement spéculatives.

Malgré les difficultés de données qui nous ont empêché d'utiliser les contreparties régionales de certaines variables utilisées dans les équations nationales, les résultats obtenus supportent l'hypothèse que la région constitue un niveau d'agrégation plus approprié pour l'analyse du marché de l'habitation que le niveau canadien. En effet, autant pour les mises en chantier de maisons unifamiliales que pour celles de logements multiples, l'estimation des agrégats canadiens à partir des équations régionales est légèrement meilleure que celle des équations de CANDIDE 1.1.

APPENDICE - TABLEAU DES MNEMONIQUES

MNEMONIC LIST -- BLOCK 3 -- LISTE DES MNEMONIQUES

ADUALT	FH	3029	1	EXP. ON ADDITIONS AND ALTERATIONS TO HOUSING
ALI	EI	3035	3	AVERAGE OF CORP. & GOVT. LT. BOND YIELD
CC	FH	34044	3	CONSTRUCTION COST PER SQUARE FOOT, 1961=1
CONVK	XX	460	1	CONVERSIONS-MILLIONS CONST.
COSTHS	FI	3051	2	INDEX OF COST OF SINGLE HOUSING STARTS, 1961=1.0
CPID	EI	24025	3	IMPLICIT DEFLATOR OF CONSUMER EXPENDITURE
CSAE	XX	504	1	CMHC APPROVALS FOR SINGLE HOUSES ATLANTIC
CSAO	XX	506	2	CMHC APPROVALS FOR SINGLE HOUSES ONTARIO
CSAQ	XX	505	2	CMHC APPROVALS FOR SINGLE HOUSES QUEBEC
CSAW	XX	516	2	CMHC APPROVALS FOR SINGLE HOUSES PRAIRIES
DS70	XD	43	1	DUMMY 1 IN 70 ZERO OTHERWISE
D66	XD	35	2	DUMMY(1 IN 1966, ZERO OTHERWISE)
ESTCOM	XX	465	1	REAL ESTATE COMMISSIONS, CONST. 5-1961
FAMHO	EI	22056	3	TOTAL NUMBER OF FAMILY HOUSEHOLDS- CANADA
FAMHOC	FI	22061	3	TOTAL NUMBER OF FAMILY HOUSEHOLDS- BRITISH COLUMBIA
FAMHOF	FI	22057	3	TOTAL NUMBER OF FAMILY HOUSEHOLDS- ATLANTIC
FAMHOD	FI	22059	3	TOTAL NUMBER OF FAMILY HOUSEHOLDS- ONTARIO
FAMHOU	EI	22058	3	TOTAL NUMBER OF FAMILY HOUSEHOLDS- QUEBEC
FAMHOW	EI	22060	3	TOTAL NUMBER OF FAMILY HOUSEHOLDS- PRAIRIES
GRESCK	YG	115	1	GOVT. RES. CONSTR. - CONST. 5
HMC	EI	3014	2	MULTIPLE HOUSING COMPLETIONS - CANADA*
HMCC	EB	3021	1	MULTIPLE HOUSING COMPLETIONS - BRITISH COLUMBIA
HMLE	EB	3017	1	MULTIPLE HOUSING COMPLETIONS - ATLANTIC
HMCO	EB	3019	1	MULTIPLE HOUSING COMPLETIONS - ONTARIO
HMCQ	EB	3018	1	MULTIPLE HOUSING COMPLETIONS - QUEBEC
HMCW	EB	3020	1	MULTIPLE HOUSING COMPLETIONS - PRAIRIES
HMS	EI	3002	3	MULTIPLE HOUSING STARTS - CANADA
HMSC	EB	3007	3	MULTIPLE HOUSING STARTS - BRITISH COLUMBIA
HMSE	EB	3003	2	MULTIPLE HOUSING STARTS - ATLANTIC
HMSO	EB	3005	3	MULTIPLE HOUSING STARTS - ONTARIO
HMSQ	EB	3004	3	MULTIPLE HOUSING STARTS - QUEBEC
HMSW	EB	3006	3	MULTIPLE HOUSING STARTS - PRAIRIES
HORO	FI	22068	5	TOTAL HOUSEHOLDS
HO-IX	EB	3049	3	TOTAL HOME-OWNERSHIP INDEX, 1961=1.0
HS	FI	3001	1	TOTAL HOUSING STARTS
HSC	FI	3022	2	SINGLE HOUSING COMPLETIONS - CANADA
HSCC	EB	3027	1	SINGLE HOUSING COMPLETIONS - BRITISH COLUMBIA
HSCF	EB	3023	1	SINGLE HOUSING COMPLETIONS - ATLANTIC
HSCO	EB	3025	1	SINGLE HOUSING COMPLETIONS - ONTARIO
HSCQ	EB	3024	1	SINGLE HOUSING COMPLETIONS - QUEBEC
HSCW	EB	3026	1	SINGLE HOUSING COMPLETIONS - PRAIRIES
HSS	EI	3008	3	SINGLE HOUSING STARTS - CANADA
HSSC	EB	3013	2	SINGLE HOUSING STARTS - BRITISH COLUMBIA
HSSF	EB	3009	2	SINGLE HOUSING STARTS - ATLANTIC
HSSO	EB	3011	2	SINGLE HOUSING STARTS - ONTARIO
HSSQ	EB	3010	2	SINGLE HOUSING STARTS - QUEBEC
HSSW	EB	3012	3	SINGLE HOUSING STARTS - PRAIRIES
IP	FI	3030	1	HOS. EXPENDITURE ON RESIDENTIAL CONSTRUCTION-CONST.
IRLNEK	FI	3048	1	RESIDENTIAL CONSTRUCT. EXCL. REAL EST. COMM. CTS. \$61
IRPG	FI	3032	1	RESIDENTIAL CONSTRUCTION BY BUS. GOVT. - CONST. 5
LANDIX	EB	3050	1	INDEX OF LAND COST FOR SING. DET. DWELL. FIN. UNO. MHA
MCOUTC	XX	507	2	EST. COST 'MULTIP. HOUSES' USING BUILDING PERMITS B.C.
MCOUTE	XX	511	2	EST. COST 'MULTIP. HOUSES' USING BUILDING PERMITS ATLANTIC
MCOUTO	XX	509	2	EST. COST 'MULTIP. HOUSES' USING BUILDING PERMITS ONTARIO
MCOUTQ	XX	510	2	EST. COST 'MULTIP. HOUSES' USING BUILDING PERMITS QUEBEC

MNEMONIC LIST -- BLOCK 3 -- LISTE DES MNEMONIQUES

MCOUTW	XX	508	2	FST, COST 'MULTIP, HOUSES' USING BUILDING PERMITS PRAIRIES
MT	EI	3033	3	AVERAGE MORTGAGE RATE
MTX	EI	3034	2	AV. OF NHA AND CONV. MORT. RATES, INDEX-1961=1.0
NFHOC	EI	22067	3	NON-FAMILY HOUSEHOLDS BRITISH COLUMBIA
NFHOL	EI	22063	3	NON-FAMILY HOUSEHOLDS ATLANTIC
NFHOD	EI	22065	3	NON-FAMILY HOUSEHOLDS ONTARIO
NFHODQ	EI	22064	3	NON-FAMILY HOUSEHOLDS QUEBEC
NFHOW	EI	22066	3	NON-FAMILY HOUSEHOLDS PRAIRIES
PF0004	EI	22002	6	FEMALE POPULATION, AGE 0-4
PF0509	EI	22003	6	FEMALE POPULATION, AGE 5-9
PF1014	EI	22004	6	FEMALE POPULATION, AGE 10-14
PGNE	EI	24024	3	IMPLICIT PRICE INDEX GNE
PHMQ	EI	3031	3	AV. FLOOR SIZE MULTIPLES, INDEX-1961=1
PM0004	EI	22016	6	MALE POPULATION, AGE 0-4
PM0509	EI	22017	6	MALE POPULATION, AGE 5-9
PM1014	EI	22018	6	MALE POPULATION, AGE 10-14
RCMK	EB	3054	1	RESIDENTIAL CONSTRUCTION OF MULTI-DWELLINGS-3M, CONST
RCH	EI	3028	1	EXPENDITURE ON NEW RES. CONSTR., CONST. 3-1961
RCUNVM	EB	20009	4	CONVENTIONAL MORTGAGE RATE
RCSK	EB	3053	2	RESIDENTIAL CONSTRUCTION OF SINGLE DWELLINGS-3M, CONST
RGOVLR	EB	20007	3	AVERAGE YIELD FOR 10 YEARS OR OVER GOVERNMENT BONDS
RINDR	EB	20008	3	AVERAGE YIELD FOR 10 INDUSTRIAL BONDS
RNHA	XM	269	1	NHA MORTGAGE RATE
SCOUTC	XX	512	2	FST, COST 'SINGLE HOUSES' USING BUILDING PERMITS B.C.
SCOUTE	XX	597	2	FST, COST 'SINGLE HOUSES' USING BUILDING PERMITS ATLANTIC
SCOUTO	XX	513	2	FST, COST 'SINGLE HOUSES' USING BUILDING PERMITS ONTARIO
SCOUTQ	XX	514	2	FST, COST 'SINGLE HOUSES' USING BUILDING PERMITS QUEBEC
SCOUTW	XX	598	2	FST, COST 'SINGLE HOUSES' USING BUILDING PERMITS WEST
SIZE	EB	3014	1	AV. FLOOR SIZE OF NHA SINGLE-DETACH. DWELLINGS, 1961=1
STH	EI	3015	3	STOCK OF HOUSES
STHM	EI	3042	3	MULTIPLER DWELLINGS STOCK - CANADA
STHMC	EI	3047	2	MULTIPLER DWELLINGS STOCK - BRITISH COLUMBIA
STHME	EI	3043	3	MULTIPLER DWELLINGS STOCK - ATLANTIC
STHMO	EI	3045	3	MULTIPLER DWELLINGS STOCK - ONTARIO
STHMW	EI	3044	3	MULTIPLER DWELLINGS STOCK - QUEBEC
STHMW	EI	3046	3	MULTIPLER DWELLINGS STOCK - PRAIRIES
STHS	EI	3036	3	SINGLE DWELLINGS STOCK - CANADA
STHSC	EI	3041	3	SINGLE DWELLINGS STOCK - BRITISH COLUMBIA
STHSE	EI	3037	2	SINGLE DWELLINGS STOCK - ATLANTIC
STHSO	EI	3039	3	SINGLE DWELLINGS STOCK - ONTARIO
STHSQ	EI	3038	3	SINGLE DWELLINGS STOCK - QUEBEC
STHSW	EI	3040	3	SINGLE DWELLINGS STOCK - PRAIRIES
SHIPCK	EB	3055	2	SUPPLEMENTARY COSTS OF NEW HOUSING -3MILL CONST.
TIME	XU	1	2	TIME (LAST TWO DIGITS OF YEAR, 1970=70)
TPROP	XB	380	1	PROV. & LOCAL REAL PROP. TAXES
YD	EI	19017	5	DISPOSABLE PERSONAL INCOME IN CONST. \$1961-MILL.
YDBC	EI	51037	3	PERSONAL DISPOSABLE INCOME BRIT. COLUMBIA
YDE	EI	51033	3	PERSONAL DISPOSABLE INCOME ATLANTIC
YDO	EI	51035	3	PERSONAL DISPOSABLE INCOME ONTARIO
YDQ	EI	51034	3	PERSONAL DISPOSABLE INCOME QUEBEC
YDW	EI	51036	3	PERSONAL DISPOSABLE INCOME PRAIRIES

