

Les effets de richesse sont-ils importants au Canada?

Lise Pichette, département des Recherches

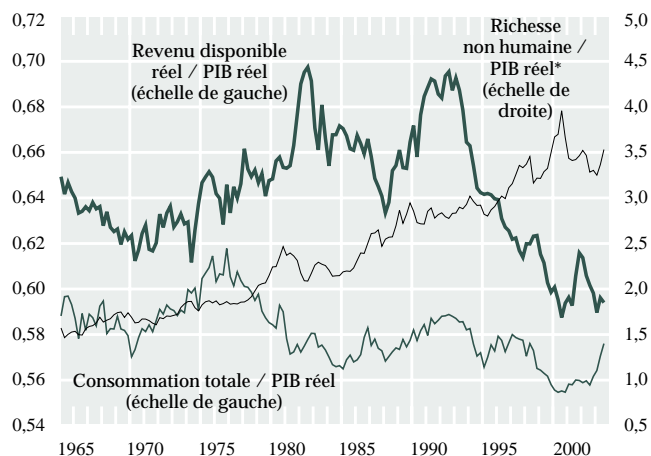
- Certains analystes attribuent en partie la vigueur affichée par la consommation entre 1995 et 2000 à la forte augmentation des cours boursiers.
- Selon les résultats obtenus pour le Canada, les dépenses de consommation réagissent très peu aux variations du cours des actions, mais elles sont sensibles à celles des prix de l'immobilier.
- Deux facteurs expliquent cette différence de comportement. D'une part, les fluctuations de la bourse ont tendance à être de plus courte durée que celles des prix de l'immobilier; d'autre part, une faible proportion seulement des ménages détiennent des actions.
- L'évolution de la richesse ayant une incidence directe sur la demande globale, les banques centrales doivent tenir compte de ce facteur dans l'élaboration de leur politique monétaire.

Le présent article examine la relation empirique entre la richesse et les dépenses de consommation au Canada, et plus particulièrement le rôle de la richesse boursière et de la richesse immobilière dans l'évolution de la consommation globale¹.

Selon de nombreux économistes, la vive ascension des cours boursiers observée de 1995 à 2000 et l'enrichissement des ménages qui s'est ensuivi expliqueraient en partie le dynamisme de la consommation au cours de cette période. À première vue, les données canadiennes semblent indiquer que cet enrichissement pourrait avoir contribué au maintien des dépenses de consommation durant la dernière décennie. Comme le montre le Graphique 1, le ratio du revenu disponible au produit

Graphique 1

Ratios du revenu disponible, de la richesse et de la consommation au PIB réel



* La richesse non humaine est la somme de tous les actifs réels et financiers diminuée des engagements, mesurés à leur valeur marchande.

1. L'analyse résumée dans l'article, y compris les données techniques, est décrite en profondeur dans le document de travail de Pichette et Tremblay (2003).

intérieur brut (PIB) a diminué pendant cette période, tandis que celui de la consommation au PIB est demeuré relativement stable. Le ratio croissant de la richesse au PIB réel, également illustré au Graphique 1, pourrait être un élément d'explication.

Toutefois, si l'évolution du cours des actions était véritablement l'un des moteurs de la consommation, on aurait dû observer un ralentissement de celle-ci après le repli des indices boursiers, toutes choses égales par ailleurs. Or, la vigueur des dépenses de consommation s'est maintenue. La hausse des prix de l'immobilier pourrait expliquer ce phénomène.

La richesse boursière vis-à-vis de la richesse immobilière

Bien que les théories mettant en lumière le rôle de la richesse dans la formation des habitudes de consommation n'impliquent généralement pas des effets différents selon les formes de détention de la richesse, il y a tout lieu de croire que la propension marginale à consommer² varie selon que les actifs détenus sont réels ou financiers.

D'après les résultats de l'Enquête sur la sécurité financière menée en 1999 [...] environ les deux tiers des ménages canadiens sont propriétaires de leur logement, tandis que moins du tiers d'entre eux détiennent des actions, soit directement soit par l'entremise de fonds communs de placement.

Premièrement, la richesse immobilière est moins concentrée dans les mains des ménages à hauts revenus que la richesse boursière. D'après les résultats de l'Enquête sur la sécurité financière menée en 1999 par Statistique Canada, environ les deux tiers des ménages canadiens sont propriétaires de leur logement, tandis que moins du tiers d'entre eux détiennent des actions, soit directement soit par

2. La propension marginale à consommer est donnée par le rapport entre la variation de la consommation et la variation du revenu disponible ou d'une mesure quelconque de la richesse.

l'entremise de fonds communs de placement. Comme la proportion des ménages possédant des actions est faible relativement à celle des propriétaires occupants, il est possible que ces deux formes de détention de la richesse induisent des effets différents sur la consommation lorsqu'on examine les données globales.

Deuxièmement, les variations des cours boursiers ont davantage tendance à s'inverser que celles des prix de l'immobilier. C'est pourquoi les ménages seraient plus susceptibles de modifier leurs habitudes de consommation par suite d'une variation du prix des maisons que des cours boursiers.

Troisièmement, la richesse immobilière est moins liquide que la richesse boursière, et le coût d'une transaction immobilière est habituellement supérieur puisque le système financier peut, dans certains cas, empêcher un ménage de donner sa maison en garantie. Ce facteur expliquerait que l'effet de richesse immobilière soit relativement plus faible. Toutefois, depuis les années 1960, ce genre de contraintes a diminué au Canada, les restrictions imposées aux banques en matière de crédit hypothécaire à l'habitation ayant été éliminées (Freedman, 1998). Cet assouplissement des règles a eu pour effet d'accroître la compétitivité des banques sur le marché des prêts hypothécaires et devrait en principe faciliter l'utilisation des garanties immobilières. Il n'en demeure pas moins que le refinancement hypothécaire reste plus coûteux et, en conséquence, moins répandu au Canada qu'aux États-Unis.

Quatrièmement, les plus-values immobilières réalisées par un propriétaire occupant bénéficient d'un traitement fiscal plus avantageux que les plus-values boursières, ce qui pourrait justifier une propension marginale à consommer plus élevée. Le profit qu'un propriétaire tire de la vente de sa résidence principale est en effet exonéré de l'impôt sur les gains en capital.

Survol de la littérature

Depuis la publication de la théorie du revenu permanent de Friedman en 1957 et du modèle de cycle de vie d'Ando et Modigliani en 1963, les liens entre la consommation, la richesse et le revenu ont été abondamment étudiés. Le vif essor de la richesse boursière durant la seconde moitié des années 1990 et, plus récemment, la montée des prix de l'immobilier ont amené les chercheurs à s'intéresser à l'incidence de ces deux formes de richesse sur la consommation.

La majorité des travaux ont porté sur les États-Unis, mais quelques économistes ont examiné le cas canadien.

Macklem (1994) propose une mesure de la richesse au Canada formée de deux éléments : la richesse humaine et la richesse non humaine. La richesse humaine est une mesure du revenu permanent, défini par la valeur actualisée du revenu futur du travail. La richesse non humaine correspond au total des actifs réels et financiers diminués des engagements, mesurés à leur valeur marchande. Macklem constate que les variations de la richesse non humaine s'expliquent pour la plupart par les fluctuations des cours boursiers. Après avoir estimé un modèle à correction d'erreurs sur la période allant de 1964 à 1993, il conclut à l'existence d'une relation de long terme entre la consommation de biens non durables et de services, la richesse humaine et la richesse non humaine (actions exclues). À son avis, l'exclusion de la richesse boursière pourrait tenir à deux facteurs : i) les consommateurs considèrent peut-être les fluctuations des cours boursiers comme largement temporaires; ii) une petite proportion des ménages seulement possède des actions. Selon les estimations de Macklem, la consommation de biens non durables et de services progresse de 3,5 cents par dollar d'augmentation de la richesse non humaine (actions exclues).

[Pichette) conclut qu'une hausse de 1 \$ de la valeur des actions entraîne, en moyenne, un accroissement de 2,2 cents de la consommation totale.

En utilisant la même méthode que Macklem (1994), mais en prolongeant les séries jusqu'à la fin de 1998, Pichette (2000) analyse l'effet de la richesse boursière sur la consommation totale (biens durables compris) au Canada. Elle conclut qu'une hausse de 1 \$ de la valeur des actions entraîne, en moyenne, un accroissement de 2,2 cents de la consommation totale.

Aux États-Unis, la propension marginale à consommer la richesse non humaine, évaluée au moyen de modèles macroéconomiques traditionnels, s'établit de façon générale entre 3 et 7 cents par dollar. Maki et Palumbo (2001) obtiennent un résultat qui se situe dans une fourchette analogue (3-5 cents). Ils utilisent

une combinaison de données macroéconomiques et microéconomiques pour examiner l'effet de la richesse boursière sur le comportement de ménages ayant des revenus différents. D'après leurs résultats, seuls les ménages à hauts revenus ont bénéficié de la tenue exceptionnelle des marchés boursiers durant la deuxième moitié des années 1990. Ces ménages sont aussi ceux qui ont réduit le plus leur taux d'épargne (mesuré de la façon usuelle³). Maki et Palumbo signalent également que la plupart des ménages américains détenaient assez peu d'actions et que l'envolée des cours boursiers n'a pas fait beaucoup augmenter la valeur nette de leur patrimoine.

Faisant appel à des méthodes économétriques plus sophistiquées, Lettau et Ludvigson (2001) établissent une distinction entre les variations permanentes et transitoires de la richesse⁴. Fait intéressant, ils constatent que les mouvements de la richesse sont pour la plupart transitoires et résultent en grande partie des fluctuations des cours boursiers. Les auteurs relèvent également que seules les variations permanentes de la richesse influent sur la consommation. Par conséquent, ils estiment que la consommation des ménages américains progresse en moyenne de seulement 1,4 cent par dollar d'augmentation de la richesse, ce qui est bien inférieur à l'effet mesuré dans les travaux antérieurs.

La majorité des auteurs à avoir décomposé la richesse concluent que la consommation est plus sensible à la richesse immobilière que boursière. À l'aide d'un panel de 14 pays et d'un second panel constitué des États américains, Case, Quigley et Shiller (2001) trouvent peu d'indices donnant à penser que la richesse boursière influe sur la consommation. Par contre, leurs résultats montrent qu'une hausse des prix de l'immobilier a un effet important et systématique sur la consommation. Travaillant sur des données américaines, Desnoyers (2001) définit la richesse comme la somme de deux éléments seulement : la richesse boursière et la richesse immobilière. Il constate que la propension marginale à consommer s'établit à environ 5,8 cents par dollar dans le cas de la richesse boursière et peut atteindre jusqu'à 20 cents dans celui de la richesse immobilière. Ces effets de richesse sont toutefois transitoires, en ce sens que les variations de la richesse n'ont aucune incidence significative permanente sur la consommation.

3. Les mesures usuelles du revenu et de l'épargne excluent les gains en capital.

4. Leur mesure de la richesse n'englobe pas la richesse humaine.

Les données

Nous reprenons ici le fil de l'analyse de Macklem (1994) en décomposant la richesse totale en deux grands éléments : la richesse humaine et la richesse non humaine. La richesse humaine est fonction de la valeur actualisée du revenu disponible courant et futur, de même que du taux d'intérêt réel attendu. La richesse boursière et la richesse immobilière, les deux variables étudiées dans le présent article, font partie de la richesse non humaine. Elles sont respectivement constituées des actions détenues par les particuliers et les entreprises individuelles et du parc immobilier résidentiel net des prêts hypothécaires. La majorité des données ayant servi au calcul de la richesse non humaine sont tirées de la publication de Statistique Canada intitulée *Comptes du bilan national*, à l'exception de celles relatives aux actifs réels. Nous avons corrigé la valeur des biens durables et du parc immobilier résidentiel afin de tenir compte de leur taux d'amortissement et de leur valeur marchande. Les actions sont mesurées à leur valeur marchande (et non pas comptable), établie selon l'indice TSX de la Bourse de Toronto.

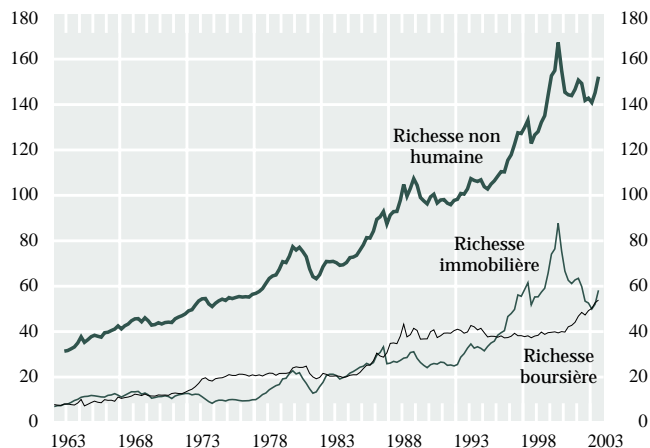
Le Graphique 2 illustre l'évolution de la richesse non humaine (actions et immobilier compris) de 1965 à 2003. Cette évolution semble avoir été essentiellement déterminée par celle de la richesse boursière durant la dernière décennie. La part des actions dans la richesse non humaine, qui était inférieure à 30 % au début des années 1960, a augmenté considérablement pour dépasser les 50 % en 2000. Depuis l'éclatement de la bulle technologique en 2001, elle est retombée à environ 40 %. En revanche, la part de l'immobilier résidentiel s'est accrue ces trois dernières années et représente maintenant plus de 30 % de la richesse non humaine des ménages.

Les dépenses de consommation constituent une autre variable cruciale de ce modèle. La théorie standard de la consommation veut que l'on mesure la consommation globale à l'aide du flux de services que produisent les biens durables plutôt que sur la base de leur valeur d'achat. Ainsi, l'utilité découlant de la possession d'une voiture ne tiendrait pas à la voiture elle-même, mais aux services qu'elle procure (p. ex., le transport et la commodité). Il n'existe cependant pas de moyen simple de calculer ces flux de services. Dans le présent article, les dépenses réelles en biens non durables et en services servent à représenter la consommation totale, ce qui présuppose que ces dépenses constituent une proportion constante de la consommation totale.

Graphique 2

Évolution de la richesse non humaine réelle par habitant et de ses composantes boursière et immobilière

Milliards de \$



L'exclusion des biens durables entraîne toutefois une légère sous-estimation de la propension marginale à consommer, les plus-values boursières réalisées étant souvent affectées à l'achat de biens durables⁵.

En ce qui concerne la mesure de la consommation, il convient de noter que la consommation de services inclut les loyers effectifs et imputés, qui sont directement liés à l'évolution des prix de l'immobilier.

Les résultats empiriques

Jusqu'à tout récemment, la méthode la plus répandue pour calculer la propension marginale à consommer était un simple modèle à correction d'erreurs, soit une équation dynamique qui incluait un terme rendant compte de la relation de long terme entre la consommation, le revenu du travail et les diverses formes de richesse. Lettau, Ludvigson et Barczi (2001) jugent cette méthode inappropriée, car elle suppose que la consommation est la seule variable à s'ajuster lorsque les niveaux de la consommation, de la richesse et du revenu du travail ne cadrent pas avec ceux qu'impliquent leur relation de long terme. Pour contourner le problème, ils proposent d'employer un modèle vectoriel à correction d'erreurs. Cette méthode

5. Poterba et Samwick (1995) constatent que la richesse influe davantage sur la consommation des biens durables que sur celle des biens non durables et des services aux États-Unis.

économétrique plus complexe permet de prendre en considération les réactions dynamiques de toutes les variables considérées. Les résultats obtenus pour les États-Unis indiquent que la richesse (par le truchement des variations du prix des actifs financiers), plutôt que la consommation, est à l'origine de l'essentiel des ajustements requis pour rétablir, après un choc, la relation de long terme entre la consommation, la richesse et le revenu du travail⁶.

La méthode adoptée doit aussi permettre de distinguer les chocs permanents et les chocs transitoires. Si les ménages préfèrent lisser leurs dépenses de consommation tout au long de leur vie, on s'attendrait à ce que celles-ci soient nettement moins sensibles aux chocs transitoires qu'aux chocs permanents. Pour cerner la réaction des ménages aux deux types de chocs, nous avons recours à un modèle vectoriel à correction d'erreurs où les chocs transitoires et permanents sont identifiés au moyen des contraintes implicites de long terme proposées par King et coll. (1991) ainsi que par Gonzalo et Granger (1995)⁷. À l'instar de Lettau et Ludvigson (2001), nous observons une seule relation de long terme (également appelée relation de cointégration) entre la consommation, le revenu disponible, la richesse humaine, la richesse boursière, la richesse immobilière et la richesse non humaine (actions et immobilier exclus)⁸. La formule qui sert à calculer la propension marginale à consommer à l'égard d'une variation moyenne de chacune des catégories de richesse est la suivante :

$$PmC_i = \pi_i \cdot \Phi_i^T + (1 - \pi_i) \cdot \Phi_i^P,$$

où i désigne une composante de la richesse (actions, immobilier, etc.); π , le pourcentage de la variation de la richesse qui est transitoire; $1 - \pi$, le pourcentage de cette variation qui est permanent; Φ^T , la propension marginale à consommer correspondant à une variation transitoire de la richesse; et Φ^P , la propension marginale à consommer correspondant à une variation permanente de la richesse.

Le pourcentage de la variation de la richesse qui est transitoire est le premier élément d'information nécessaire pour calculer la propension marginale à consommer à l'égard d'une variation moyenne de chacune des mesures de la richesse. Il ressort de notre

analyse que, peu importe l'horizon, les chocs permanents sont responsables de l'essentiel des fluctuations de la consommation, du revenu disponible, de la richesse immobilière et de la richesse non humaine (actions et immobilier exclus). À l'instar des chercheurs qui nous ont précédée, nous constatons que les variations de la richesse humaine et de la richesse boursière ont une composante transitoire bien plus importante⁹.

Les résultats obtenus indiquent que la consommation ne réagit pas de façon significative à un accroissement permanent de la richesse boursière, tandis qu'une hausse permanente de la richesse immobilière entraîne une augmentation appréciable de la consommation.

Le deuxième élément d'information nécessaire est la propension marginale à consommer correspondant aux variations permanentes et transitoires de chacune des mesures de la richesse. Les résultats obtenus indiquent que la consommation ne réagit pas de façon significative à un accroissement permanent de la richesse boursière, tandis qu'une hausse permanente de la richesse immobilière entraîne une augmentation appréciable de la consommation. Qui plus est, la réaction de la consommation aux fluctuations temporaires de la richesse boursière et de la richesse immobilière n'est pas statistiquement significative.

En moyenne, la propension marginale à consommer la richesse boursière est faible et statistiquement non significative (moins de 0,5 cent par dollar). Ce résultat n'est pas étonnant puisqu'une assez faible proportion des ménages détient directement des actions, ainsi qu'il a déjà été mentionné.

Comme la propension marginale à consommer la richesse immobilière est importante (5,7 cents par dollar), le comportement de cette dernière doit être pris en compte dans toute étude portant sur l'évolution future de la consommation. Encore une fois, la relation

6. Notre analyse confirme ce résultat dans le contexte canadien.

7. Les résultats sont exposés en détail dans une note technique en page 40.

8. Toutes ces variables sont exprimées en logarithmes.

9. Vingt-deux pour cent des variations de ces deux variables sont transitoires.

plus étroite qui existe entre la consommation et la richesse immobilière s'explique par le fait que celle-ci est mieux répartie parmi les ménages que la richesse boursière de même que par la plus forte probabilité que la variation moyenne de la richesse immobilière soit permanente¹⁰.

Conclusion

Lorsqu'on examine la relation empirique entre la consommation et les diverses composantes de la richesse (en particulier l'immobilier et les actions), on constate que l'effet de la richesse boursière sur la consommation est significativement différent de celui de la richesse immobilière. Ce résultat concorde avec ceux qui sont décrits dans les études menées sur les États-Unis, dont celles de Case, Quigley et Shiller (2001) et de Desnoyers (2001). À l'aide de données canadiennes, nous avons obtenu une propension marginale à consommer la richesse immobilière de 5,7 cents par dollar, ce qui est nettement supérieur à la propension marginale à consommer la richesse boursière, très faible et statistiquement non significative.

Ces résultats s'expliquent de deux façons : i) la richesse boursière est davantage concentrée entre les mains d'un nombre relativement restreint de ménages fortunés; ii) les fluctuations du cours des actions ont tendance à s'inverser plus fréquemment que celles du prix des maisons. D'autres facteurs tels qu'un recours accru au refinancement hypothécaire et aux garanties

10. Comme il a été signalé plus haut, ce résultat pourrait être légèrement surévalué, la consommation des services incluant un loyer imputé lié directement à l'évolution des prix de l'immobilier.

immobilières sont susceptibles d'accentuer l'effet de la richesse immobilière¹¹.

Si les variations de la richesse, particulièrement celles de la richesse immobilière, ont une incidence directe sur la consommation, elles se répercuteront aussi sur la demande globale et l'inflation.

Ces résultats tirent à conséquence du point de vue de la politique monétaire. Si les variations de la richesse, particulièrement celles de la richesse immobilière, ont une incidence directe sur la consommation, elles se répercuteront aussi sur la demande globale et l'inflation. Bien sûr, les effets de richesse ne constituent pas le seul mécanisme par lequel les fluctuations des prix des actifs influent sur la demande globale. Parmi les autres canaux, signalons le lien direct de causalité possible entre les cours boursiers et les investissements des entreprises et l'effet du coût du capital. Ces derniers doivent aussi être pris en considération dans toute analyse de l'incidence totale du comportement des prix des actifs sur la demande globale.

11. Une récente étude de la Banque Canadienne Impériale de Commerce indique que, depuis 2001, les Canadiens ont obtenu 22 milliards de dollars supplémentaires en refinançant leur prêt hypothécaire et en offrant leur maison en garantie.

Ouvrages et articles cités

Ando, A., et F. Modigliani (1963). « The Life Cycle Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests », *American Economic Review*, vol. 53, n° 1, p. 55-84.

Banque Canadienne Impériale de Commerce (2003). « Banking on the House », *Marchés mondiaux CIBC, Économie et stratégie*.

Case, K., J. Quigley et R. Shiller (2001). « Comparing Wealth Effects: The Stock Market Versus the Housing Market », document de travail n° 8606, National Bureau of Economic Research.

Desnoyers, Y. (2001). « L'effet de la richesse sur la consommation aux États-Unis », document de travail n° 2001-14, Banque du Canada.

Freedman, C. (1998). *The Canadian Banking System*, Rapport technique n° 81, Ottawa, Banque du Canada.

Friedman, M. (1957). *A Theory of the Consumption Function*, Princeton, Princeton University Press.

Gonzalo, J., et C. Granger (1995). « Estimation of Common Long-Memory Components in Cointegrated Systems », *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 13, p. 24-35.

Ouvrages et articles cités (suite)

- King, R., C. Plosser, J. Stock et M. Watson (1991). « Stochastic Trends and Economic Fluctuations », *American Economic Review*, vol. 81, n° 4, p. 819-840.
- Lettau, M., et S. Ludvigson (2001). « Understanding Trend and Cycle in Asset Values: Bulls, Bears, and the Wealth Effect on Consumption », Discussion Paper No. 3104, Centre for Economic Policy Research.
- Lettau, M., S. Ludvigson et N. Barczi (2001). « A Primer on the Economics and Time Series Econometrics of Wealth Effects: A Comment », Federal Reserve Bank of New York.
- Macklem, T. (1994). *Wealth, Disposable Income and Consumption: Some Evidence for Canada*, Rapport technique n° 71, Ottawa, Banque du Canada.
- Maki, D., et M. Palumbo (2001). « Disentangling the Wealth Effect: A Cohort Analysis of Household Saving in the 1990s », Federal Reserve Board Finance and Economics Discussion Series No. 2001-21.
- Pichette, L. (2000). « Les effets réels du cours des actions sur la consommation », document de travail n° 2000-21, Banque du Canada.
- Pichette, L., et D. Tremblay (2003). « Are Wealth Effects Important for Canada? », document de travail n° 2003-30, Banque du Canada.
- Poterba, J., et A. Samwick (1995). « Stock Ownership Patterns, Stock Market Fluctuations, and Consumption », *Brookings Papers on Economic Activity*, n° 2.
- Statistique Canada (2003). *Enquête sur la sécurité financière de 1999 — Microdonnées à grande diffusion*, publication n° 13F0026MIF2003002 au catalogue, Statistique Canada, Ottawa.
- Statistique Canada (2004). *Comptes du bilan national*, publication n° 13-214XIF au catalogue, Statistique Canada, Ottawa.

Annexe

Note technique

Notre analyse est fondée sur un modèle vectoriel à correction d'erreurs dont la forme réduite se présente ainsi :

$$\Delta X_t = \mu_t + \sum_{j=1}^I A_j \Delta X_{t-1} + \alpha \beta' X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

où X_t est un vecteur de taille $n \times 1$ de variables $I(1)$ cointégrées, c'est-à-dire $X = (c, y, rh, a, i, rnhaix)$. Toutes ces variables sont exprimées en logarithmes. α et β sont deux matrices $n \times r$ de plein rang, et $0 \leq r \leq n$ est le nombre de vecteurs de cointégration. Les chocs auxquels est soumis le modèle à forme réduite ont par hypothèse les propriétés suivantes :

$$E_t[\varepsilon_t \varepsilon_{t-j}] = 0 \quad \forall j \neq 0, \quad E_t[\varepsilon_t] = 0 \quad \text{et} \quad \text{Var}[\varepsilon_t] = \Sigma_\varepsilon.$$

La relation de long terme est

$$c_t = 2,21 + 0,36y_t + 0,15rh_t + 0,02a_t + 0,09i_t + 0,08 rnhaix_t^1. \quad (2)$$

$\beta' X_{t-1}$ est le terme de correction d'erreurs dans l'équation (1). S'il est différent de zéro, les variables s'écartent de l'équilibre de long terme. La matrice α englobe les coefficients d'ajustement, qui nous indiquent quelles variables s'ajusteront pour rétablir l'équilibre. Le vecteur des paramètres estimés est $\hat{\alpha} = (-0,047, 0,176, \mathbf{1,346}, \mathbf{2,236}, -0,606, 0,094)^2$.

Comme King et coll. (1991) ainsi que Gonzalo et Granger (1995), nous identifions les composantes permanentes et transitoires des chocs. La décomposition de la variance des erreurs de prévision,

c'est-à-dire la fraction de la variance totale de chaque variable attribuable aux chocs permanents (σ_P^2) et transitoires (σ_T^2), est présentée au Tableau 1.

Tableau 1

Décomposition de la variance des erreurs de prévision

	σ_T^2	σ_P^2
Δc_t	0,09 (0,03, 0,19)*	0,91 (0,81, 0,97)
Δy_t	0,10 (0,03, 0,24)	0,90 (0,76, 0,97)
Δrh_t	0,22 (0,07, 0,43)	0,77 (0,56, 0,93)
$\Delta rnhaix_t$	0,09 (0,03, 0,18)	0,91 (0,82, 0,97)
Δa_t	0,22 (0,09, 0,38)	0,78 (0,62, 0,91)
Δi_t	0,10 (0,03, 0,23)	0,90 (0,77, 0,97)

* Les intervalles de confiance à 90 % figurent entre parenthèses.

Comme la part de chaque choc dans la variance de la variable est indiquée sous la forme de variations mises au carré, le pourcentage des fluctuations de la richesse qui est transitoire est donné par

$$\pi_i = \frac{\sqrt{\sigma_{Ti}^2}}{\sqrt{\sigma_{Ti}^2} + \sqrt{\sigma_{Pi}^2}}.$$

1. Tous les coefficients sont significatifs au seuil de 5 %.

2. Les chiffres en gras dénotent un coefficient significatif au seuil de 5 %.