UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

L'IMPACT DES INÉGALITÉS SUR LE CYCLE ÉCONOMIQUE

MÉMOIRE
PRÉSENTÉ
COMME EXIGENCE PARTIELLE
DE LA MAÎTRISE EN ÉCONOMIQUE

PAR
SAMUEL BRIEN

JUILLET 2016

REMERCIEMENTS

Ce mémoire de maîtrise en économie est le résultat de plusieurs mois de rédaction, mais aussi de deux années d'apprentissage avec mes collègues étudiants et professeurs au sein du département d'économie de l'UQAM.

Je suis reconnaissant d'avoir eu la chance de m'initier à la science économique dans un milieu propice à l'apprentissage avec des professeurs inspirants et des collègues inspirés. Il y a quelques personnes dont je tiens à souligner l'apport à ce travail en particulier. Je m'excuse à l'avance à chaque personne que je pourrais oublier.

D'anord, je tiens à remercier mon directeur de mémoire, le professeur Alain Guay, qui a su déceler mes intérêts et me proposer le meilleur sujet de recherche sur lequel il m'aurait été possible de travailler. Je suis grandement reconnaissant de l'encadrement dont j'ai bénéficié qui m'a laissé une grande liberté d'exploration et d'action tout en me poussant à approfondir et à préciser ma réflexion.

Je suis également reconnaissant envers les professeurs Dalibor Stevanovic et Alain Paquet pour les discussions, commentaires et suggestions qui ont contribué à ma réflexion autant pour la réalisation des versions finales de ce mémoire que pour l'orientation de mes recherches futures sur le sujet des inégalités.

Parmi mes collègues étudiants, je tiens à remercier Vincent Beauséjour et Hugo Morin ainsi que mes collègues de bureau Lorenzo Tessier-Moreau et Ariance Campeau dont la présence a grandement enrichi mon expérience et mes réflexions économiques. Je tiens également à souligner l'appui précieux d'Isabelle Boileau et de Laurence Savoie-Chabot qui ont généreusement partagé leur expérience et connaissances.

Un merci tout particulier à Martine Boisselle et au personnel du département qui contribuent de manière significative à l'ambiance positive du département en nous aidant avec les aspects plus administratifs de nos responsabilités, et ce avec un grand respect pour chacune et chacun.

Finalement, ce mémoire n'aurait jamais été écrit sans les encouragements de mon amie Joëlle Rondeau sans qui je ne me serais pas inscrit à la maîtrise en économique.

Je tiens à souligner l'apport du Conseil de recherche en sciences humaines du Canada dont le soutien financier m'a permis de me concentrer sur la rédaction de ce mémoire durant la dernière année.

TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES FIGURES v
LISTE DES TABLEAUX vii
LISTE DES ABRÉVIATIONS, SIGLES ET ACRONYMES viii
RÉSUMÉ ix
ABSTRACT x
INTRODUCTION 1
CHAPITRE I
REVUE DE LA LITTÉRATURE 3
1.1 Les inégalités : un inhibiteur de l'investissement? 4
1.1.1 Le canal de la politique fiscale endogène 4
1.1.2 Le canal de l'instabilité sociopolitique 5
1.1.5 Le débat empirique 7
1.2 Les inégalités : un facteur d'instabilité financière? 9
1.2.1 Le canal de la demande de crédit 9
1.2.2 Le canal de l'offre de crédit 11
1.2.3 Le canal de la consommation 12
1.2.4 Inégalités et crises financières : une thèse controversée 12
1.2.5 Les dernières études empiriques 14
CHAPITRE II
DESCRIPTION DES DONNÉES 15
2.1 Les données utilisées dans le modèle de base 15
2.1.1 La part de richesse du 99^{e} percentile des individus 16
2.1.2 L'endettement des ménages par personne 17
2.1.3 Le RNB par personne 18

2.2 Les séries de données complémentaires 18
2.3 Caractéristiques des données 23
2.3.2 Causalité 23
2.3.3 Stationnarité 25
2.3.4 Cointégration 26
CHAPITRE III
MÉTHODOLOGIE 28
3.1 Le modèle de base 28
3.1.1 Le modèle de base en forme réduite 29
3.1.3 Le modèle de base en forme structurelle 30
3.2 L'identification des chocs 30
3.2.3 Les trois restrictions de court terme imposées 31
3.3 La fonction de réponse 31
3.3.1 Les impacts direct et indirect des inégalités sur le RNB 32
3.4 La décomposition de variance 34
3.5 Modèles et séries complémentaires 35
CHAPITRE IV
ANALYSE DES RÉSULTATS 37
4.1 L'estimation du modèle de base 37
4.2 Estimation des modèles complémentaires 38
4.2.1 Sensibilité à l'ajout de variables explicatives 39
4.2.2 Sensibilité à la mesure de la part de richesse 40
4.2.3 Sensibilité à la période étudiée 41
CONCLUSION 43
ANNEXE A
DONNÉES : SOURCES ET STATISTIQUES DESCRIPTIVES 45
ANNEXE B
RÉSULTATS : MODÈLE DE BASE 51
ANNEXE C
RÉSULTATS : MODÈLE COMPLÉMENTAIRE 55
ANNEXE D
RÉSULTATS : SÉRIES COMPLÉMENTAIRES 58
RÉFÉRENCES 68

LISTE DES FIGURES

Figure		Page
A.1	Les séries du modèle de base et l'indice de dérégulation financière	48
A.2	Quatre mesures d'inégalités, de 1910 à 2010	49
A.3	Les corrélations croisées des séries du modèle de base.	50
A.4	Les corrélations croisées entre les séries du modèle de base et l'IDF	50
B.1	Fonctions de réponse - Modèle de base	51
B.2	Décomposition de variance - Modèle de base	52
B.3	Analyse de l'impact des inégalités sur le RNB – Modèle de base – IC à 90 %	53
B.4	Analyse de l'impact des inégalités sur le RNB – Modèle de base – IC à 68 %	54
C.1	Fonctions de réponse – Modèle de base augmenté de l'IDF	55
C.2	Décomposition de variance – Modèle de base augmenté de l'IDF	56
C.3	Analyse de l'impact des inégalités sur le RNB – Modèle de base augmenté de l'indice de dérégulation financière	57
D.1	Réponse du RNB aux chocs de différents indicateurs d'inégalités	59
D.2	Parts de la variance du RNB attribuée aux chocs de différents indicateurs d'inégalités	59
D.3	Impacts directs des chocs d'inégalités sur le RNB	60
D.4	Impacts indirects des chocs d'inégalités sur le RNB transitant par l'endettement des ménages	60
D.5	Impacts indirects des chocs d'inégalités sur le RNB transitant par l'endettement des ménages. IC à 68 %	61
D.6	Réponse du RNB aux chocs de différents indicateurs d'inégalités. Période : 1917 à 1980	62

D.7 Parts de la variance du RNB attribuée aux chocs de différents indicateurs d'inégalités. Période : 1917 à 1980 62

D.8 Impacts directs des chocs d'inégalités sur le RNB. Période : 1917 à 1980 63

D.9 Impacts indirects des chocs d'inégalités sur le RNB transitant par l'endettement des ménages. Période : 1917 à 1980..... 63

D.10 Impacts indirects des chocs d'inégalités sur le RNB transitant par l'endettement des ménages. Période : 1917 à 1980. IC à 68 % 64

D.11 Réponse du RNB aux chocs de différents indicateurs d'inégalités. Période : 1947 à 2010..... 65

D.12 Parts de la variance du RNB attribuée aux chocs de différents indicateurs d'inégalités. Période : 1947 à 2010 65

D.13 Impacts directs des chocs d'inégalités sur le RNB. Période : 1947 à 2010 66

D.14 Impacts indirects des chocs d'inégalités sur le RNB transitant par l'endettement des ménages. Période : 1947 à 2010..... 66

D.15 Impacts indirects des chocs d'inégalités sur le RNB transitant par l'endettement des ménages. Période : 1947 à 2010. IC à 68 %. 67

LISTE DES TABLEAUX

Tableau		Page
2.1	Résultats des tests de causalité	24
2.2	Résultats des tests de Dickey-Fuller augmenté	26
2.3	Résultats des tests de cointégration	27
4.1	Résultats des tests de Ljung-Box	37
4.2	Les modèles estimés	39
A.1	Sources et descriptions des séries du modèle de base	46
A.2	Sources et descriptions des séries complémentaires	47

LISTE DES ABRÉVIATIONS, SIGLES ET ACRONYMES

ADF	Dickey-Fuller augmenté (sigle provenant de l'appellation anglaise)
BEA	Bureau of Economic Analysis
CDO	Obligation structurée adossée à des actifs (sigle provenant de l'appellation anglaise)
CPS	Current Population Survey
DGSE	Modèle d'équilibre général dynamique stochastique (sigle provenant de l'appellation anglaise)
GNI	Gross national income
HSUS	Historical Statistics of the United States
IC	Intervalle de confiance
IDF	Indice de dérégulation financière
IPC	Indice des prix à la consommation
IRS	Internal Revenue Service
OCDE	Organisation de coopération et de développement économiques
PIB	Produit intérieur brut
RNB	Revenu national brut
SVAR	Modèle vectoriel autorégressif structurel (sigle provenant de l'appellation anglaise)

RÉSUMÉ

Cette étude examine l'impact des inégalités de richesse sur le revenu national brut (RNB) aux États-Unis et vérifie l'existence d'un canal de l'endettement des ménages par lequel cet impact transiterait. Une panoplie d'études démontrent l'impact négatif des inégalités sur la croissance économique et proposent l'existence de mécanismes liés à l'investissement. Une littérature de plus en plus abondante étudie également l'impact des inégalités sur le risque de crises financières transitant via des canaux financiers tels que l'endettement des ménages. Toutefois, peu d'études ont examiné la possibilité que l'impact des inégalités sur le cycle économique puisse transiter via des mécanismes financiers. En estimant un modèle vectoriel autorégressif structurel sur près d'un siècle de données d'inégalités, d'endettement des ménages et de RNB, l'évidence empirique suggère que la part de richesse du 99^{e} percentile des individus a un impact négatif sur le RNB. Les observations sont également compatibles avec l'existence d'un canal de l'endettement des ménages. Les résultats sont toutefois sensibles au choix de la période étudiée.

Mots clés : Inégalités de richesse; inégalités de consommation, endettement des ménages, crises financières, cycle économique, revenu national, modèle vectoriel autorégressif structurel, États-Unis.

ABSTRACT

This study examines the impact of wealth inequality on gross national income (GNI) in the Unites States and verifies the existence of an household debt channel by which this impact may transit. A variety of studies show the negative impact of inequality on economic growth and suggest the existence of investment-related mechanisms. An increasingly abundant literature also studies the impact of inequality on the risk of financial crises transiting through financial channels such as household debt. However, few studies have examined the possibility that the impact of inequality on the economic cycle be related to financial mechanisms. By estimating a structural vector autoregression using nearly a century of inequality, household debt and GNI data, it is shown that the share of wealth for the top 1 % of households has a significant negative impact on GNI. The observations also support the theory of an household debt channel linking inequality and GNI. However, the results are sensitive to the choice of the period under study.

Key words : Wealth inequality, consumption inequality, household debt, financial crises, business cycle, national income, structural vector autoregression, United States of America.

INTRODUCTION

Jusqu'au milieu des années 1980, l'idée de Kuznet (1955) selon laquelle les inégalités de revenus devaient s'estomper naturellement avec le temps dans une société économiquement développée s'accordait bien avec les données américaines d'après-guerre. L'idée kaldorienne d'un arbitrage entre distribution et création de richesse était bien implantée au sein de la profession économique. Ce n'est qu'au cours des décennies 1980 et 1990, avec l'augmentation des inégalités de revenus, qu'un débat a véritablement pris forme au sein de la littérature économique quant à l'impact des inégalités sur la croissance économique, notamment via des mécanismes liés à l'investissement.

Après la grande récession de 2008, on se réintéresse aux inégalités, cette fois en tant que facteur potentiel d'instabilité financière. Comme les données de Piketty et Saez (2013) le montrent, la grande dépression de 1929 et la récession de 2008 ont toutes deux été précédées d'une hausse significative des disparités de revenus aux États-Unis. Faut-il y voir l'existence d'un lien de causalité entre la hausse des inégalités de revenus et l'occurrence d'une crise financière? La question du lien entre les inégalités et les crises financières suscite un large débat dans la littérature économique depuis la dernière récession.

La présente recherche revisite la question de l'impact des inégalités sur la croissance économique, mais cette fois en examinant la possibilité que l'impact des inégalités de richesse[i] transite via des mécanismes financiers. La question du lien entre inégalités et croissance économique a donné lieu à la création d'une littérature fort abondante, mais le canal financier a été peu étudié jusqu'à maintenant. Les mécanismes financiers examinés

sont inspirés de la littérature récente qui s'intéresse principalement au lien entre inégalités et crises financières.

Plus particulièrement, l'objectif de ce mémoire de maîtrise est de vérifier si les inégalités affectent négativement la croissance économique via le canal de l'endettement des ménages d'une manière similaire au mécanisme suggéré par Rajan (2010) ainsi que Kumhof et Rancière (2010) pour expliquer le développement de la crise financière de 2008. Ces derniers suggèrent que les inégalités de revenu auraient augmenté la demande de crédit des ménages et auraient, par le fait même, contribué à l'expansion de la bulle de crédit qui serait responsable de la crise de 2008.

Un modèle vectoriel autorégressif structurel (SVAR) à trois variables comprenant un indicateur d'inégalité, un indicateur d'endettement des ménages et un indicateur du cycle économique sera estimé en employant la méthodologie proposée par Sims, Stock et Watson (1990) et Lütkepohl (2011).

Le texte qui suit est divisé de la manière suivante. Dans le premier chapitre, une revue de littérature sur le débat entourant la question de l'impact des inégalités est présentée. Dans le deuxième chapitre, les données utilisées seront décrites dans le détail. Finalement, les deux derniers chapitres présenteront respectivement la méthodologie employée et les résultats obtenus.

---

[i] Il est pertinent de noter que, même si cette recherche s'intéresse principalement aux inégalités de richesse, elle s'inspire d'une littérature plus large au sein de laquelle plusieurs indicateurs d'inégalités sont utilisés, notamment des mesures d'inégalités de revenus. Les mesures d'inégalités de revenus sont d'ailleurs parfois utilisées dans la littérature comme mesures d'approximation pour les inégalités de richesse (Aghion *et al*., 1999).

CHAPITRE I

REVUE DE LA LITTÉRATURE

Il existe une idée répandue depuis au moins Kaldor (1956) selon laquelle il y aurait un arbitrage à faire entre la croissance économique et la distribution des revenus. Selon Kaldor, la propension à épargner étant croissante avec le revenu, la concentration des revenus favoriserait des niveaux d'épargne et d'investissement agrégés plus élevés, ce qui stimulerait la croissance. Quelques auteurs, dont Stiglitz (1969) et Hibbs (1973), ont questionné cette hypothèse au cours des années 1960-1970, mais il faut attendre la fin des années 1980 pour observer un réel débat sur la question.

Entre la fin de la Deuxième Guerre mondiale et le début des années 1980, les écarts de revenus observés aux États-Unis étaient décroissants. Il y avait alors peu de raison de s'en soucier. D'ailleurs, Kuznet (1955) avait suggéré que les inégalités devaient naturellement s'estomper avec le développement d'une économie nationale. Les données américaines s'accordaient avec cette hypothèse. Lorsqu'après les turbulences du début des années 1980 l'écart entre les parts de revenus des ménages nantis et moins nantis s'élargit aux États-Unis, plusieurs économistes ont commencé à remettre en question l'hypothèse de Kuznet et à enquêter sur la nature du lien entre inégalités et cycle économique.

La question de l'impact des inégalités de revenus sur le cycle économique a été traitée de manière différente selon les époques. Au cours des années 1990, on s'est surtout préoccupé des inégalités en tant que potentiel inhibiteur de l'investissement en

questionnant l'idée kaldorienne d'un arbitrage entre les inégalités et la croissance économique. Par contre, après la crise financière de 2008, on s'est davantage intéressé aux inégalités en tant que facteur d'instabilité financière. On s'est posé la question à savoir si les inégalités contribuaient aux crises financières, notamment via des canaux liés à l'endettement ou à la consommation des ménages. La revue de la littérature est séparée en deux sections présentant séparément les débats qui ont eu lieu dans les années 1990 et ceux qui ont cours depuis la récession de 2008.

1.1 Les inégalités : un inhibiteur de l'investissement?

Alesina et Rodrik (1994) cadrent bien le débat ayant cours dans les années 1990 lorsqu'ils affirment que l'économique se distingue du politique en ce que le rôle de l'économique est de créer de la richesse alors que le rôle du politique est de la distribuer. Dès lors, la question se pose à savoir comment la distribution de la richesse affecte la croissance économique et la création de richesse.

Pour reprendre la classification proposée par Perotti (1996), la plupart des études de l'époque sur le sujet font appel à l'un ou l'autre de ces canaux de transmission pour expliquer les effets négatifs observés des inégalités sur la croissance économique : le canal de la politique fiscale endogène, le canal de l'instabilité sociopolitique, le canal des imperfections de marché et le canal de la « fertilité endogène ».

1.1.1 Le canal de la politique fiscale endogène

L'hypothèse d'un canal de la politique fiscale endogène suggérée par Alesina et Rodrik (1994), Bertola (1991), Perotti (1993) et Persson et Tabellini (1994) est basée sur deux prémisses. D'abord, un niveau d'inégalités plus élevé entraînerait, via les forces politiques en place, des mesures de redistribution fiscales plus importantes. Ensuite, les taxes, les dépenses gouvernementales et les autres mesures redistributives créeraient des effets de distorsion en réduisant l'incitatif à l'investissement et au travail. Ces auteurs appuient leur hypothèse sur des modèles où la réaction fiscale à la distribution des

revenus est endogénéisée via un processus électoral ou toute autre forme de rapport de force politique. Ils prédisent un lien négatif entre le niveau d'inégalités et la croissance économique future.

Les résultats des études empiriques sont toutefois mitigés. Alesina et Rodrik (1994) comparent la croissance économique de 70 pays sur une période de 25 ans (1960 à 1985) avec leur niveau d'inégalités mesuré par l'indice de Gini au début de la période. Ils observent une relation significativement négative entre le niveau d'inégalités et la croissance future. De plus, Persson et Tabellini (1994) n'observent une telle relation que dans les démocraties, ce qui serait cohérent avec la thèse du canal de politique fiscale endogène. Toutefois, comme le démontre Perotti (1996), les résultats de Persson et Tabellini (1994) sont sensibles au choix des pays faisant partie de l'échantillon.

Récemment, Ostry, Berg et Tsangarides (2014) ont utilisé les données multipays de Solt (2009) qui compile les niveaux d'inégalités avant et après redistribution fiscale. Cela leur permet de séparer l'effet des inégalités et de la redistribution sur la croissance. Ils trouvent qu'un niveau d'inégalités plus bas générerait une croissance plus rapide et persistante. L'effet de la redistribution sur la croissance serait toutefois modeste. Le support empirique à l'hypothèse d'un canal de la politique fiscale endogène serait donc faible.

1.1.2 Le canal de l'instabilité sociopolitique

Selon plusieurs auteurs (Alesina et Perotti, 1996; Alesina et al., 1996; Bénabou, 1996; Benhabib et Rustichini, 1996; Grossman et Kim, 1996; Hibbs, 1973; Venieris et Gupta, 1986), ce serait via l'instabilité sociale et politique que les inégalités auraient un effet sur la croissance économique. Perotti (1996) explique qu'une distribution des revenus très inégale et polarisée crée un incitatif pour les individus à s'organiser hors des mécanismes de marché et de représentation politique officiels. Cela se traduirait par une augmentation des activités économiques non productives axées sur la recherche de rente et par une augmentation des manifestations de mécontentement social, voire de révolte

(grèves, corruption, manifestations violentes, coups d'État). Cette instabilité ne créerait pas un climat favorable à l'investissement dans la mesure où il serait plus difficile de prévoir l'évolution du contexte politique et du cadre fiscal et légal à moyen terme.

Alesina et Perotti (1996) observent que la richesse de la classe moyenne, déterminée par la part du troisième quintile des revenus, est corrélée négativement avec l'indicateur d'instabilité sociopolitique qu'ils ont créé. Ils trouvent également que l'instabilité freine l'investissement. Leur étude s'étend à 71 pays sur une période de 25 ans (1960 à 1985) et compare le niveau d'inégalité au début de la période avec les niveaux d'instabilité et d'investissement mesurés sur l'ensemble de la période. Svensson (1998), Perotti (1993, 1996) ainsi que Keefer et Knack (2002) obtiennent des résultats similaires.

1.1.3 Le canal des imperfections de marché et de l'investissement

Un autre mécanisme couramment mentionné dans la littérature des années 1990 pour expliquer le lien négatif entre les inégalités et la croissance est celui des imperfections de marché et de l'investissement, notamment de l'investissement en capital humain. Aghion, Banerjee et Piketty (1999), Banerjee et Newman (1994), Piketty (1997) ainsi que Galor et Zeira (1993) proposent des modèles supportant l'idée d'un canal des imperfections de marché par lequel les ménages moins nantis, ayant des restrictions d'accès au crédit, seraient limités dans leur capacité à investir, notamment dans l'éducation, ce qui aurait un effet négatif sur la croissance.

Perotti (1996) remarque que la scolarisation, déterminée par le taux de fréquentation de l'école secondaire, est positivement associée à la part des revenus du troisième quintile. Il observe également, comme nombre de chercheurs (Barro, 1989; Becker, Murphy et Tamura, 1994; Sylwester, 2000), que la croissance est positivement corrélée au niveau de scolarisation en vigueur au début de la période durant laquelle la croissance est mesurée.

1.1.4 Le canal de la fertilité endogène

Le lien entre le niveau moyen d'éducation et la performance économique a été démontré par une panoplie d'études de même que le lien entre la distribution des revenus et la fréquentation scolaire. Barro et Becker (1989), Becker, Murphy et Tamura (1994), Galor et Zang (1997) ainsi que De La Croix et Doepke (2003) suggèrent que, devant le dilemme du niveau d'éducation ou de la quantité de leur progéniture, les familles moins bien nanties choisissent d'avoir plus d'enfants et d'investir moins dans l'éducation de ceux-ci. De manière agrégée, cela expliquerait en partie le lien entre une distribution des revenus plus inégale et une plus faible croissance économique à moyen et long terme.

Plusieurs études empiriques semblent supporter cette hypothèse. Notamment, Kremer et Chen (2002) observent une corrélation significative et considérable entre le coefficient de Gini et le niveau de fécondité. Pour leur part, De La Croix et Doepke (2003) trouvent que le niveau de fécondité aurait un effet négatif sur la croissance.

1.1.5 Le débat empirique

En plus des études mentionnées ci-haut, Bénabou (1996) cite une dizaine d'autres travaux empiriques effectués au début des années 1990 qui supportent l'idée selon laquelle les inégalités de revenus seraient nuisibles à la croissance économique. La plupart de ces études effectuent une régression de la croissance moyenne du PIB par habitant durant une période de 15 à 25 ans sur le niveau d'inégalité de ces pays au début de la période avec un échantillon de 50 à 70 pays.

Comme le soulignent Deininger et Squire (1996) ainsi que Forbes (2000), ces études comparatives comportent plusieurs faiblesses. D'abord, les définitions exactes des mesures utilisées sont changeantes d'un pays à l'autre et souvent même à travers le temps, ce qui peut affecter les comparaisons entre pays de manière difficilement prévisible. Ensuite, l'analyse comparative ne tient pas compte du contexte politique, fiscal et économique qui diffère d'un pays à l'autre. Ces études établissent une corrélation entre le niveau d'inégalités et la croissance observée parmi un échantillon de

pays, mais ne permettent pas de déterminer comment les inégalités affectent la croissance à travers le temps au sein d'un même pays.

Afin de permettre l'analyse temporelle du lien entre inégalités et croissance, Deininger et Squire (1996) ont construit une base de données qui permet l'utilisation de techniques d'estimation sur panel. En utilisant un modèle à effets fixes, ils observent une relation positive entre l'indice de Gini mesuré et la croissance quinquennale subséquente. Forbes (2000) ainsi que Li et Zou (1998) obtiennent des résultats similaires avec les données de Deininger et Squire de même que Barro (2000) qui observe une relation positive entre l'indice de Gini et le PIB lorsque le PIB est supérieur à un certain seuil, mais une relation négative, autrement.

Comment expliquer une telle différence dans les résultats observés par Forbes (2000), Li et Zou (1998) et Deininger et Squire (1996) par rapport à la multitude d'études qui font état d'un lien négatif entre inégalités et croissance économique? Outre les différences dans les données et les méthodologies employées, il est également à noter que les études comparatives portent sur une période de 15 à 25 ans alors que les études employant l'approche à effet fixe mesurent typiquement l'impact des inégalités sur un horizon de 5 ans. Comme le suggère Lloyd-Ellis (2003), il ne serait pas impossible que l'impact des inégalités sur le cycle économique soit différent à court et à long terme.

Afin de contourner le problème du contrôle des effets internes dans la comparaison par pays, Panizza (2002) estime l'effet des inégalités sur la croissance en comparant les données des 48 états contigus des États-Unis. Il observe que la part des revenus du 3^{e} quintile des ménages est liée positivement à la croissance économique de la décennie subséquente, de 1930 à 1990.

La méthodologie proposée au chapitre III permettra également de contourner le problème des effets internes par pays et de mesurer l'effet des inégalités sur le cycle économique dans le temps au sein d'un seul pays à la fois.

1.2 Les inégalités : un facteur d'instabilité financière?

Depuis la crise financière de 2008, une riche littérature s'est intéressée aux inégalités en tant que facteur potentiel d'instabilité financière. Or si les inégalités peuvent contribuer à générer des crises économiques via des mécanismes financiers, peuvent-elles, de manière plus générale, affecter les cycles de croissance économique à travers ces mêmes mécanismes? Il s'agit de la question centrale à laquelle cette étude tentera de répondre. Mais d'abord, voici un résumé de la littérature récente examinant les impacts des inégalités de revenus sur le risque de crises financières.

Les principaux mécanismes mentionnés dans la littérature par lesquels les inégalités augmenteraient le risque d'avènement d'une crise financière sont les canaux de la consommation et celui de l'endettement des ménages. Le canal de l'endettement des ménages sera présenté en deux sous-sections différentes. Selon plusieurs auteurs, l'endettement des ménages serait généré par la demande de crédit des ménages moins nantis (Rajan, 2010; Kumhof et Rancière, 2010; Treeck, 2014) tandis que d'autres suggèrent plutôt l'existence d'un canal de l'offre de crédit par les ménages à hauts revenus (Goda et Lysandrou, 2014).

1.2.1 Le canal de la demande de crédit

Iacoviello (2008), Krueger et Perri (2009), Cynamon et Fazzari (2013) ainsi que Perugini (2016) ont observé que l'augmentation des inégalités de revenus mesurée durant les décennies précédant la crise de 2008 n'a pas été suivie d'une augmentation d'inégalités de consommation d'égale ampleur. Les ménages auraient eu recours à l'endettement comme substitut au salaire en tentant de maintenir leur niveau de vie dans un contexte d'incertitude où il était difficile de prévoir la persistance des changements subis dans la distribution des revenus (Barba et Pivetti, 2009).

Selon plusieurs auteurs, la crise financière de 2007 aurait éclaté lorsque le ratio d'endettement sur les revenus des ménages aurait été perçu comme non soutenable par

les détenteurs des titres de la dette de ces ménages sur les marchés (Kumhof et Rancière, 2010; Rajan, 2010; Galbraith, 2012; Treeck et Sturn, 2012). L'hypothèse est appuyée par une littérature abondante démontrant que les épisodes d'instabilité financière sont précédés par des périodes d'expansion du crédit (Borio et White, 2003; Mendoza et Terrones, 2008; Reinhart et Rogoff, 2008; Mian et Sufi, 2010; Bordo et Meissner, 2012; Schularick et Taylor, 2012).

Rajan (2010) suggère que le contexte d'inégalité croissante des revenus serait une explication sous-jacente à la bulle financière des années 2000. Selon lui, la dérégulation financière et la facilitation de l'accès au crédit auraient été des réponses politiques à court terme adoptées pour pallier au manque à gagner des ménages. Kumhof et Rancière (2010) illustrent l'argument par un modèle d'équilibre général dynamique stochastique (DGSE) qui génère de l'instabilité financière de manière endogène à partir d'un choc d'inégalités de revenus. Passé un certain seuil critique, l'instabilité se traduirait par une crise financière et une forte contraction économique.

Le modèle de Kumhof et Rancière (2010) simule le comportement de deux ménages représentatifs : un ménage à faibles revenus représentant les ménages sous le seuil du 95^{e} percentile de revenus et un ménage à hauts revenus représentant les 5 % des ménages les mieux nantis. Le ménage à hauts revenus attribue de l'utilité à l'accumulation de capital en plus de la consommation et il prête son excédent de revenus au ménage à faibles revenus afin de maximiser son capital à long terme. Selon le modèle, un choc négatif sur le pouvoir de négociation salarial du ménage à faibles revenus entraînerait une augmentation des inégalités de revenus qui augmenterait la demande de crédit et, éventuellement, la probabilité d'une crise financière. Cette probabilité est une fonction du ratio d'endettement des ménages à faible revenu. Le PIB chute lorsque le levier financier atteint un certain seuil critique.

L'idée d'une relation causale négative liant les inégalités et le cycle économique via le canal de l'endettement des ménages est la thèse principale à vérifier dans cette étude. Les auteurs cités ci-haut expliquent l'endettement non soutenable des ménages par la

demande de crédit des ménages à faibles revenus. D'autres auteurs expliquent plutôt l'endettement des ménages par l'offre de crédit des ménages à hauts revenus.

1.2.2 Le canal de l'offre de crédit

Un argument complémentaire au canal de la demande de crédit par les ménages à faibles et moyens revenus est celui du canal de l'offre de crédit par les ménages à hauts revenus. Goda et Lysandrou (2014) soulignent que la croissance du marché des obligations structurées adossées à des emprunts (CDO) est demeurée assez modeste jusqu'au début des années 2000. Par la suite, le marché des CDOs est passé de 250 milliards $ en 2002 à 3000 milliards $ en 2007, soit une croissance de 1100 % en 5 ans.

Or, si l'on se fie aux données de Piketty et Saez (2013), les inégalités de revenu ont recommencé à croître dès les années 1980. Il y aurait donc un problème de chronologie à la thèse du canal de la demande de crédit. Goda et Lysandrou (2014) proposent une explication à l'explosion tardive de la bulle financière. Ce serait la recherche de rendement par les ménages très riches qui aurait induit une pression pour la création de nouveaux produits d'investissements dans un contexte favorable marqué par la demande de crédit des ménages moins nantis.

Ils suggèrent que la forte demande pour les produits d'investissement américains, amplifiée par la fuite des capitaux asiatiques vers les États-Unis à la fin des années 1990, aurait causé une baisse des rendements obligataires et une demande accrue pour des véhicules d'investissement à rendements plus élevés. Le marché des CDOs aurait alors absorbé cette demande. Ils argumentent que c'est par le biais des fonds de couverture (*hedge funds*) que la demande de produits d'investissement aurait transité vers le marché des CDOs.

Les ménages américains dont l'avoir net est très élevé auraient contribué significativement à l'épisode de baisse des rendements obligataires de la fin des années 1990 (Goda, Lysandrou et Stewart, 2013) ainsi qu'à la pression exercée sur les fonds de

couverture pour recourir aux CDOs afin d'augmenter les rendements (Fitoussi et Saraceno, 2010; Goda et Lysandrou, 2014).

En appui à l'hypothèse du canal de l'offre de crédit, Stockhammer (2015) argumente en outre que, les ménages plus riches étant moins averses au risque, l'augmentation des inégalités de richesse augmente la proportion de l'épargne allouée aux investissements spéculatifs ce qui, à terme, contribue à l'expansion de bulles de crédit non soutenables et à la volatilité financière.

1.2.3 Le canal de la consommation

Finalement, Stiglitz (2012), Wunder (2012) et Stockhammer (2015) suggèrent qu'une relation positive entre les inégalités et la probabilité d'une crise financière transiterait via la consommation les ménages. Selon la Commission des Nations Unies sur les réformes du système international financier et monétaire présidée par Joseph Stiglitz, l'augmentation des inégalités constitue une redistribution des revenus des ménages à forte propension marginale à consommer vers les ménages à plus faible propension marginale à consommer (Stiglitz, 2012). Cela créerait une baisse de la demande agrégée. Selon Stiglitz, la baisse de la consommation a été retardée par les mesures de dérégulation financière, la baisse des taux d'intérêt et l'accès facilité au crédit pour les ménages. Mais, tôt ou tard, la bulle d'expansion du crédit devait éclater et la consommation, chuter. C'est ainsi que les tenants de l'hypothèse du canal de la consommation expliquent l'avènement de la récession de 2008.

1.2.4 Inégalités et crises financières : une thèse controversée

La thèse selon laquelle la récente crise financière aurait été causée, au moins en partie, par les disparités de revenu ou de richesse des ménages aux États-Unis est controversée. La plupart des études qui ont immédiatement suivi la crise de 2008 et qui font autorité quant à l'origine de la crise financière ne contiennent ni les mots « inégalités », ni « distribution de revenus » (Krugman, 2009; Reinhart et Rogoff, 2009). Récemment, il

semble que l'idée selon laquelle les inégalités auraient eu un rôle à jouer dans la préparation de la crise financière soit de plus en plus acceptée dans la littérature (Van Treeck, 2014). Il n'en demeure pas moins que plusieurs auteurs contestent cette hypothèse.

Si le lien entre l'augmentation du ratio d'endettement des ménages et l'instabilité financière est appuyé par une littérature abondante (Perugini, 2016), le lien entre les inégalités et l'endettement des ménages est, d'autre part, contesté par plusieurs auteurs. Perugini (2016), cite une panoplie de chercheurs qui expliquent la bulle de crédit des années 1990-2000 sans avoir recours aux inégalités comme facteur causal. La dérégulation financière (Kaminsky et Reinhart, 1999; Rancière, Tornell et Westermann, 2006) ainsi que la politique monétaire accommodante (Borio et White, 2003; Mendoza et Terrones, 2008) sont notamment proposées comme facteurs explicatifs des bulles d'expansion du ratio d'endettement des ménages.

Bordo et Meissner (2012), pour leur part, contestent l'existence de quelque lien entre les inégalités de revenus et l'expansion du crédit. Selon Bordo et Meissner, les deux déterminants principaux d'une expansion du crédit sont les taux d'intérêt et l'« expansion économique ». La méthodologie employée par Bordo et Meissner est toutefois critiquée par Gu et Huang (2014) et Malinen (2013) qui observent, à partir de données similaires, un lien significatif entre les inégalités de revenus et l'expansion du crédit. Malinen souligne qu'il existe une relation de long terme entre les inégalités et le crédit dont Bordo et Meissner n'auraient pas tenu compte en différenciant les variables dans leur modèle économétrique.

Attanasio, Hurst et Pistaferri (2012) contestent également l'existence d'un lien entre inégalités et expansion du crédit. Ils comparent l'évolution des inégalités de revenus et de consommation en utilisant la différence entre la part du 90^{e} et du 50^{e} percentile comme indicateurs d'inégalités. Toutefois, comme Osberg (2013) le fait remarquer, la théorie du canal de l'endettement s'intéresse à l'évolution des inégalités entre le 99^{e}

percentile et les autres ménages, ce qu'Attanasio, Hurst et Pistaferri (2012) ne mesurent pas.

1.2.5 Les dernières études empiriques

Plusieurs auteurs ont tenté de vérifier empiriquement l'existence d'une relation entre, d'une part, les inégalités de revenus et, d'autre part, le cycle économique ou l'occurrence de crises bancaires. Maestri et Roventini (2012) ont étudié l'impact des inégalités de revenus sur des variables macroéconomiques de six pays de l'Organisation de coopération et de développement économiques (OCDE). Ils ont démontré que, dans la plupart des pays étudiés, les inégalités de revenu causent l'output au sens de Granger et que les indicateurs d'inégalités y sont contracycliques et corrélés négativement avec l'emploi. Ces observations sont partagées également par Krueger, Perri, Pistaferri et Violante (2010).

Par contre, Atkinson et Morelli (2010) n'ont pas trouvé de lien significatif entre l'avènement de crises bancaires et les variations d'inégalités en étudiant le contexte économique entourant l'avènement de 66 crises bancaires ayant eu lieu dans 25 pays au cours du dernier siècle. Leur étude met en évidence quelques difficultés inhérentes à la comparaison des contextes entourant différentes crises financières ayant eu lieu dans différents pays. La rareté et l'irrégularité des crises financières limitent le choix des outils économétriques utilisables alors que les différents contextes politiques, légaux et économiques complexifient l'analyse.

Il sera intéressant d'étudier l'impact des inégalités sur la croissance transitant via l'endettement des ménages en élargissant la période étudiée à l'ensemble du cycle économique, plutôt qu'aux seules périodes de crises financières. Cela permettra l'utilisation d'outils macroéconométriques sur un important échantillon de données continues tout en concentrant l'étude sur un seul pays à la fois.

CHAPITRE II

DESCRIPTION DES DONNÉES

Les données utilisées dans cette recherche serviront à vérifier l'existence d'un lien négatif entre les inégalités et le cycle économique transitant par le canal de l'endettement des ménages. Dans son expression la plus simple, le modèle économétrique présenté au chapitre suivant comprend un indicateur d'inégalités, un indicateur d'endettement des ménages ainsi qu'un indicateur du cycle économique. En outre, des séries complémentaires seront utilisées pour effectuer les tests de robustesse présentés au chapitre suivant. Toutes les séries de données utilisées dans cette recherche portent sur les États-Unis. Elles sont décrites en détail dans ce chapitre.

2.1 Les données utilisées dans le modèle de base

Trois séries de données américaines sont utilisées pour estimer le modèle de base. Il s'agit du revenu national brut (RNB) par habitant[1], de l'endettement des ménages par habitant et de la part de richesse du 99^{e} percentile des individus. Chacune couvre au moins la période allant de 1917 à 2000. Elles sont présentées au tableau A.1.

[1] Le RNB est utilisé comme mesure d'approximation du produit intérieur brut (PIB) à défaut d'avoir accès à une série de données pour le PIB s'étendant sur toute la période étudiée.

2.1.1 La part de richesse du 99e percentile des individus

Parmi la panoplie d'indicateurs d'inégalités disponibles, c'est la part de richesse du 99e percentile de la population construite par Kopczuk et Saez (2004) qui est utilisée dans le modèle économétrique de base de cette étude. La série est construite à partir des données sur les déclarations d'impôt successoral compilées par l'*Internal Revenue Service* (IRS), aux États-Unis. Comme l'impôt successoral ne s'applique qu'à une faible frange d'individus très nantis, la distribution est inférée en multipliant les observations par un facteur égal à une probabilité inverse de décès qui tient compte de l'âge, du sexe et d'un différentiel reflétant la différence d'espérance de vie selon la richesse.

Cet indicateur présente plusieurs avantages. Premièrement, l'indicateur mesure les inégalités à l'extrémité la plus élevée de la distribution. Deuxièmement, la part de richesse est une mesure prise après impôts, taxes et autres mesures de redistribution, contrairement aux parts de revenus provenant habituellement des déclarations de revenus avant impôts[2]. Troisièmement, la série s'étend sur près d'un siècle, soit de 1916 jusqu'à 2000. Et, finalement, la série de Kopczuk et Saez (2004) fait l'objet de peu de critiques dans la littérature, sinon qu'elle sous-estimerait l'augmentation des inégalités qui aurait suivi la vague de dérégulations financières des années '80 et '90 (Saez et Zucman, 2014).

En effet, contrairement à la série de données sur la part de richesse construite par Saez et Zucman (2014) qui sera présentée plus bas, Kopczuk et Saez (2004) n'observent pas une augmentation marquée des inégalités de richesse durant les années 1990 (figure A.2 (a)). Selon Kopczuk (2014), il se pourrait que les individus ayant profité de la hausse de la concentration des revenus salariés (Piketty et Saez, 2003) n'aient simplement pas eu le temps d'accumuler en une décennie un capital suffisant pour dépasser en richesse les individus les plus riches. Toutefois, selon Saez et Zucman (2014), la faible augmentation de la concentration de la richesse observée par Kopczuk et Saez (2004) serait due à une

[2] Les séries de données existantes pour les parts de revenus après impôts ne couvrent pas l'ensemble de la période étudiée.

mauvaise estimation du différentiel d'espérance de vie selon la richesse des individus. En effet, le différentiel est supposé constant dans le temps, ce qui est contesté par Saez et Zucman.

Outre la période ultérieure aux années 1980, les deux séries sur la part de richesse du 99^{e} percentile s'accordent très bien, malgré qu'elles proviennent de méthodologies et de données originales totalement différentes. La série de Kopczuk et Saez (2004) présente toutefois deux inconvénients qu'il est pertinent de mentionner. D'abord, elle contient 64 observations entre 1916 et 2000. Pour les 21 années sans observation, la part de richesse a été estimée par interpolation linéaire à partir de l'observation précédente et de la suivante. Ensuite, comme toute mesure construite à partir de déclarations d'impôts, elle est sensible à l'évasion fiscale, mais également à la planification de succession par laquelle les individus riches transfèrent une partie de leur patrimoine avant leur décès.

2.1.2 L'endettement des ménages par personne

La série d'endettement des ménages par personne s'étend de 1916 à 2010. Elle est construite par Philippon (2012) à partir des données de *Historical Statistics of the United States* (HSUS) de 1916 à 1945 et du *Flow of Funds Account* de la Réserve fédérale américaine de 1945 à 2010.

La plupart des études suggérant l'existence d'un canal de l'endettement des ménages (Kumhof et Rancière, 2010; Schularick et Taylor, 2012; Cynamon et Fazzari, 2013) utilisent le ratio d'endettement des ménages sur le revenu comme mesure d'endettement. Le choix de l'endettement par personne pour la présente étude n'est pas anodin. D'abord, le RNB et le niveau d'endettement des ménages par personne sont peu corrélés contemporainement. Cela facilitera l'identification des chocs dans le modèle SVAR. Ensuite, l'analyse de la dynamique à court terme entre les variables sera également plus claire avec le niveau d'endettement des ménages par personne. Autrement, puisque le RNB et le ratio d'endettement sur le RNB sont fortement et négativement corrélés de manière contemporaine, comment déterminer si une hausse du ratio d'endettement est

due à une hausse de l'endettement ou à une baisse du RNB? Cette distinction sera importante.

Il est à noter que la série sur l'endettement des ménages par personne présente l'évolution de l'endettement de tous les ménages, incluant les ménages appartenant aux plus hauts percentiles de richesse. Cette mesure est utilisée comme une approximation de l'endettement des ménages dont la richesse est en deçà du 99^{e} percentile. Cette simplification est justifiée par l'observation de Kennickell (2009) qui révèle que les ménages appartenant au groupe des 1 % les plus riches ne sont responsables que de 5,3 % à 7,3 % de la dette des ménages entre 1989 et 2007. En supposant que la faiblesse de cette proportion soit constante dans le temps, il est raisonnable d'utiliser l'endettement de tous les ménages comme approximation de l'endettement des ménages dont la richesse est en deçà du seuil du 99^{e} percentile.

2.1.3 Le RNB par personne

La série de données utilisée pour caractériser le cycle économique américain est le revenu national brut (RNB) par habitant qui a été rassemblé par Saez et Zucman (2014) à partir de données publiées par King (1930), Kuznets (1941) et par le *Bureau of Economic Analysis* (BEA) américain. La série s'étend sur un siècle, soit de 1913 à 2013. Le RNB est utilisé comme mesure d'approximation du produit intérieur brut (PIB), à défaut d'avoir accès à une série de données du PIB s'étendant sur une aussi longue période.

2.2 Les séries de données complémentaires

En plus des trois séries du modèle de base, plusieurs séries complémentaires seront utilisées à des fins de comparaison et de vérification de la robustesse des résultats. La description et la source de chacune des séries du modèle de base et des séries complémentaires sont présentées respectivement aux tableaux A.1 et A.2 de l'annexe A.

2.2.1 Les mesures d'inégalités

Les résultats obtenus avec le modèle de base seront comparés avec ceux obtenus pour douze séries de données de mesures différentes d'inégalités. Les douze séries incluent trois parts de richesse des hauts percentiles construites par Kopczuk et Saez (2004), le coefficient de Gini calculé sur les revenus des familles aux États-Unis, quatre parts de revenus des hauts percentiles des ménages construites par Piketty et Saez (2003, 2013) ainsi que quatre parts de richesse des hauts percentiles contruites par Saez et Zucman (2014).

Les trois parts de richesse de Kopczuk et Saez (2004) utilisés sont les parts du 1 % et du 0,01 % des ménages les plus riches ainsi que la part des ménages dont la richesse est au-dessus du seuil du 1 %, mais sous le seuil des 0,01 % les plus riches. La provenance de ces données est détaillée plus haut.

Les quatre séries de parts de revenus de Piketty et Saez (2003, 2013) utilisées sont les parts des 5 %, 1 %, 0,01 % des ménages aux meilleurs revenus ainsi que la part des ménages dont les revenus sont entre les seuils du 1 % et du 5 %. Ces séries sur les parts de revenus proviennent de la base de données *World Top Income Database* et sont construites par Piketty et Saez (2013). Les données sont annuelles et s'étendent sur la période allant de 1913 à 2012.

Les parts de revenus sont calculées avant taxes et transferts et sont basées sur les déclarations d'impôts des ménages. Les données ainsi construites font l'objet de plusieurs critiques (Atkinson et Brandolini, 2001; Reynolds, 2007; Magness et Murphy,2015). Les trois principaux écueils sont les discontinuités dans les séries de données originales, les variations à travers le temps dans le régime fiscal et dans la définition même des revenus imposables et l'incitatif évident des déclarants à sous-estimer leurs revenus. De plus, les informations figurant dans les sources originales sont regroupées par tranches de revenus ce qui a obligé les auteurs à interpoler les revenus au sein des différentes tranches pour les regrouper en percentiles, ce qui introduit une erreur d'estimation supplémentaire.

Les données provenant des déclarations d'impôts ont toutefois plusieurs avantages en comparaison avec les données obtenues par sondage, particulièrement pour les chercheurs s'intéressant à l'évolution des très hauts revenus. Atkinson, Piketty et Saez (2009) ont comparé les séries construites par Piketty et Saez (2013) avec les données du *Current Population Survey* (CPS) conduit par le Bureau du recensement des États-Unis. Ils soulignent que les parts de revenus mesurées sont concordantes à l'exception de la part de revenus du 99^{e} percentile qui est systématiquement plus basse lorsque mesurée à partir des données du CPS que celle mesurée selon la méthode de Piketty. Cela n'est pas très surprenant compte tenu du fait que le CPS n'enregistre pas les très hauts revenus (afin de filtrer les erreurs et d'assurer la confidentialité des répondants) et ne prend pas en compte certains revenus importants pour les mieux nantis comme les gains en capitaux réalisés.

Les quatre séries de parts de richesse de Saez et Zucman (2014) utilisées sont les parts des 5 %, 1 %, 0,01 % des « entités fiscales » les plus riches ainsi que la part de celles dont les revenus sont entre les seuils du 1 % et du 5 %. Les données sont annuelles et couvrent la période allant de 1913 à 2012. Les auteurs utilisent les données des déclarations de revenus annuelles américaines provenant du *Internal Revenu Service* (IRS) ainsi que les informations sur le total des actifs détenus par les ménages américains. Cette dernière information provient principalement des comptes des flux financiers nationaux (*Flow of Funds Account*) de la Réserve fédérale américaine.

Selon la méthode de Saez et Zucman (2014), les actifs à rendement sont calculés par capitalisation des gains en capitaux de manière à répartir tous les actifs apparaissant aux comptes des flux financiers nationaux parmi les différents groupes au prorata des gains déclarés par catégorie d'actif. Il est supposé que le rendement et la proportion de non-déclaration sont les mêmes pour tous les groupes au sein d'une même catégorie d'actifs. Selon cette hypothèse, la différence dans la proportion d'évitement fiscal observée entre les différents percentiles de revenus serait expliquée par la différente composition du portefeuille de ces ménages.

Pour les actifs non imposables ou ne générant pas de revenus comme la maison familiale ou la pension, d'autres sources d'information sont utilisées : registres d'impôts fonciers, sondages des ménages, etc. Selon Saez et Zucman (2014), les actifs qui ne génèrent pas de revenu imposable ne constituent qu'une faible proportion des avoirs des ménages à très hauts revenus et il est donc improbable qu'une incertitude accrue dans l'allocation de ces actifs n'affecte la part de richesse mesurée de ces ménages de manière significative.

La méthode de Saez et Zucman (2014) comporte plusieurs avantages. Les séries présentent une mesure après impôts et autres mesures de redistribution, à l'instar de celles construites par Kopczuk et Saez (2004). De plus, elles sont potentiellement moins sensibles à l'évasion fiscale dans la mesure où, au sein d'une même catégorie d'actifs, tous les ménages auraient un taux d'évasion fiscale similaire.

Cependant, la méthode prête flanc à plusieurs critiques (Kopczuk, 2014). Premièrement, l'unité de base n'est ni l'individu, ni le ménage, mais l'« entité fiscale » [3] qui est parfois un ménage et parfois un individu selon la situation maritale des déclarants. On ne sait donc pas exactement ce qui est mesuré et la mesure est potentiellement sensible à l'évolution des mœurs. Deuxièmement, les changements dans le régime fiscal semblent affecter la mesure de la richesse, comme en témoigne le saut observé à la moitié des années 1980 (Magness et Murphy, 2015). Troisièmement, les actifs ne sont comptabilisés que dans la mesure où des dividendes normaux sont distribués. Finalement, l'hypothèse de rendements normaux a pour conséquence de surestimer l'avoir des individus ou des ménages qui ont, de par leur situation, accès à de meilleurs rendements ou à un meilleur levier financier. Pour toutes ces raisons, c'est plutôt la série de Kopczuk et Saez (2004) qui est utilisée dans le modèle économétrique de base. Les séries de Saez et Zucman (2014) seront utilisées en tant que séries complémentaires pour fins de comparaison des résultats.

---

[3] Toutefois, pour faciliter la lecture, le terme « ménages » sera utilisé dans le texte pour désigner les entités fiscales dont la part de richesse est mesurée par Saez et Zucman (2014).

La série du coefficient de Gini lié aux revenus des familles aux États-Unis couvre la période allant de 1947 à 2012 et provient du *Bureau of Labour Statistics* américain. Le coefficient de Gini représente l'écart normalisé entre la courbe de distribution cumulative des revenus et une bissectrice représentant une distribution cumulative parfaitement linéaire, où tous les revenus seraient égaux. Le coefficient de Gini peut s'exprimer ainsi :

$$G = 2\int_0^1 [x - f(x)]dx \ .$$

G est le coefficient de Gini et $f(x)$, la courbe de Lorentz. La courbe $f(x)$ est la fonction de distribution cumulative des revenus de la proportion x des familles les moins nanties de la population.

La mesure de Gini capte les inégalités présentes sur l'ensemble de la distribution des revenus. Cependant, le coefficient de Gini ne capte pas très bien les écarts de revenus observés dans les plus hauts percentiles de la distribution des revenus. Les autres mesures d'inégalités présentées ci-haut seront plus utiles pour vérifier la thèse d'intérêt de ce mémoire. Toutefois, son utilisation permettra de comparer les résultats obtenus dans cette recherche avec les résultats d'autres études utilisant cette mesure.

2.2.2 L'indice de dérégulation financière

L'indice de dérégulation financière (IDF) construit par Philippon et Reshef (2009) couvre la période allant de 1909 à 2006 à une fréquence annuelle. Comme son nom l'indique, l'indice offre une mesure de la dérégulation financière en vigueur aux États-Unis en tenant compte de quatre facteurs : les restrictions sur la taille des banques (*branching restrictions*), la séparation des banques commerciales et d'investissement, le plafond de taux d'intérêt ainsi que la séparation des banques et des compagnies d'assurances.

2.3 Caractéristiques des données

Dans cette section du chapitre, certains faits stylisés seront présentés sur les séries en niveau et sur les corrélations croisées de ces séries. Puis les tests de stationnarité, de cointégration et de causalité à la Granger seront présentés avec leurs résultats.

2.3.1 Faits stylisés

Une des observations majeures relevées dans la littérature concernant les inégalités est l'inversion de la courbe de Kuznet (Atkinson, Piketty et Saez, 2009; Piketty et Saez, 2013; Kumhof et Rancière, 2010). En effet, si l'on se fie aux séries de données sur les inégalités de revenus et de richesse construites à partir des déclarations de revenus américaines on remarque que les inégalités ont diminué après la crise financière de 1929 pour reprendre une pente ascendante à partir des années 1980 (figure A.2, graphique c). La série sur les inégalités de richesse utilisée dans le modèle de base présente le même comportement jusqu'en 1980 (figure A.2, graphique a). Les variations de la tendance de l'évolution des inégalités dans le temps pourraient indiquer la présence de changements structurels.

Les corrélations croisées calculées en première différence entre les variables du modèle de base sont présentées à la figure A.3. La corrélation contemporaine de l'endettement des ménages avec les deux autres variables du modèle de base est presque nulle. De manière contemporaine, les inégalités sont faiblement corrélées avec le cycle avec une corrélation de 0,24. Elles sont également négativement corrélées à -0,24 avec le RNB ultérieur, mesuré deux ans plus tard.

2.3.2 Causalité

Afin de déterminer lesquelles parmi les variables du modèle de base (augmenté de l'IDF) contiennent de l'information qui permet de prédire les autres variables, un test de causalité de Granger est effectué sur chaque combinaison des séries. Le test est effectué

en mesurant la significativité des valeurs retardées d'une variable A lorsqu'elles sont ajoutées dans l'équation de la régression d'une variable B sur ses propres termes retardés.

Le test de causalité de Granger a été effectué en différence à un niveau de significativité de 5 % et le nombre de retards a été déterminé en minimisant le critère d'information de Bayes avec un maximum de 10 retards. Le tableau 2.1 présente les résultats des tests de causalité.

Tableau 2.1 : Résultats des tests de causalité de Granger

Hypothèse nulle	**Stat-F**	**Valeur critique**	**H_0 rejetée à 95 %?**
La richesse du top 1 % ne cause pas le RNB	8,90	1,98	Rejetée
Le RNB ne cause pas la richesse du top 1 %	26,5	2,24	Rejetée
La richesse du top 1 % ne cause pas l'endettement des ménages	5,14	2,72	Rejetée
L'endettement des ménages ne cause pas la richesse du top 1 %	24,7	1,99	Rejetée
L'endettement des ménages ne cause pas le RNB	7,08	1,98	Rejetée
Le RNB ne cause pas l'endettement des ménages	6,76	3,11	Rejetée
La dérégulation financière ne cause pas le RNB	7,75	1,98	Rejetée
La dérégulation financière ne cause pas la richesse du top 1 %	31,5	2,35	Rejetée
La dérégulation financière ne cause pas l'endettement des ménages	3,73	2,72	Rejetée
Le RNB ne cause pas la dérégulation financière	3,43	3,96	Non rejetée
La richesse du top 1 % ne cause pas la dérégulation financière	7,89	3,11	Rejetée
L'endettement des ménages ne cause pas la dérégulation financière	0,001	3,96	Non rejetée

Il est intéressant de noter que l'on rejette statistiquement l'absence de causalité au sens de Granger pour chacune des combinaisons de séries testées, à deux exceptions près. En effet, on ne rejette pas statistiquement la possibilité que le RNB et l'endettement des ménage ne causent pas la dérégulation financière au sens de Granger.

2.3.3 Stationnarité

La méthodologie d'estimation du SVAR en niveau, présentée dans le chapitre suivant, est peu dépendante de la stationnarité des variables. Néanmoins, la stationnarité demeure une caractéristique d'intérêt, car elle indique si les chocs peuvent avoir un effet de long terme ou non. Aussi, si les variables sont non stationnaires, certaines limites s'appliquent à l'estimation du SVAR en niveau. Ces limites seront discutées dans le chapitre suivant.

La stationnarité des variables a été vérifiée au moyen d'un test de Dickey-Fuller augmenté (ADF). Le test ADF consiste à vérifier l'hypothèse nulle de la présence d'une racine unitaire. Voici l'équation proposée par Campbell et Perron (1991) pour tester l'hypothèse de non-stationnarité d'une variable x_t en niveau :

$$\Delta x_t = \mu + \beta t + \rho x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta x_{t-i} + \epsilon_t.$$

μ est une constante qui est significative si x_t n'est pas centré à zéro et β est un coefficient qui est significatif si la variable x_t fluctue autour d'une tendance. Les trois modèles, soit les modèles sans constante (AR), avec constante (ARD) et avec constante et tendance déterministes (TS), ont les mêmes hypothèses nulles et alternatives :

$$H_0 : \rho = 0$$

$$H_1 : \rho < 0.$$

Les δ_i sont les coefficients des termes retardés et le nombre de termes retardé est choisi selon la méthode proposée par Campbell et Perron (1991). Un certain nombre de retards maximum est ajouté à l'équation, puis la significativité du dernier retard est vérifiée. Le nombre de retards est réduit jusqu'à ce que le dernier retard soit significatif. Le maximum de retards p_{max} a été calculé à partir de la règle de Schwert (1989) qui propose

$$p_{max} = \left[12 \left(\frac{T}{100} \right)^{\frac{1}{4}} \right]$$

où T est la longueur de la série. La période des séries du modèle de base allant de 1917 à 2000, le nombre maximum de retards utilisés est de 11. Les résultats des tests de stationnarité sont présentés au tableau 2.2.

Tableau 2.2 : Résultats des tests de Dickey-Fuller augmenté

Variables du modèle de base	Modèle	Retards	Stationnarité	P-value
RNB par habitant	TS	11	NON	0,094
En différence	ARD	3	OUI	0,001
Richesse du top 1 %	ARD	3	NON	0,231
En différence	AR	2	OUI	0,001
Endettement des ménages par habitant	TS	10	NON	0,251
En différence	ARD	9	OUI	0,010
Indice de dérégulation financière	TS	1	NON	0,997
En différence	ARD	0	OUI	0,001

Les séries testées sont toutes non stationnaires en niveau et stationnaires en différence. Il n'est pas impossible qu'elles partagent des tendances de long terme en commun.

2.3.4 Cointégration

Des séries non stationnaires sont dites cointégrées lorsqu'elles ont une ou plusieurs tendances stochastiques communes de telle sorte qu'il existe une combinaison linéaire de ces séries qui soit stationnaire (ou qui est, à tout le moins, d'un ordre d'intégration inférieur). S'il y a cointégration entre les variables, le lien de long terme devra être pris en compte dans le modèle, par exemple en estimant le modèle VAR en niveau, autrement les estimateurs seront non convergents.

Le test d'Engle et Granger (1987) est ici utilisé pour tester la présence de cointégration. Le test se fait avec deux variables à la fois et en deux étapes. D'abord, on estime par moindres carrés ordinaires

$$y_t = \mu + \delta t + \beta x_t + \epsilon_t.$$

x_t et y_t sont les deux variables à tester, μ est une constante et δt est un terme qui capte la tendance déterministe. Asymptotiquement, cela ne fait pas de différence de régresser x_t

sur y_t ou inversement. Si les variables sont intégrées d'ordre 1 et qu'elles ont un lien de cointégration, les résidus seront stationnaires. La deuxième étape est donc d'effectuer un test ADF sur les résidus ϵ_t. Si les résidus sont stationnaires, les séries partagent une tendance en commun. Les résultats des tests de cointégration effectués sur les séries du modèle de base sont présentés au tableau 2.3.

Tableau 2.3 : Résultats des tests de cointégration

Regresseur et variable dépendante	**β estimée**	**Cointégration**	**P-value**
RNB et richesse du top 1 %	-0,003	Non	0,488
RNB et endettement des ménages	-0,300	Non	0,238
RNB et IDF	-0,00017	Non	0,480
Richesse du top 1% et endettement des ménages	9,19	Non	0,400
Richesse du top 1% et IDF	0,022	Non	0,114
Endettement des ménages et IDF	0,00042	Non	0,918

Pour chacune des combinaisons de deux variables testées, l'absence de cointégration n'est pas rejetée à 95 %. Toutefois, la valeur p est faible dans le cas du test de l'IDF avec la part de richesse du 1 % les plus riches. L'absence de cointégration y serait rejetée à 88 %. De même, l'absence de cointégration entre le RNB et l'endettement des ménages par personne serait rejetée à 75 %. Ces résultats sont cohérents avec les résultats de Malinen (2013) qui observe l'existence d'un lien de long terme entre inégalités et expansion du crédit, en utilisant des séries de données différentes.

CHAPITRE III

MÉTHODOLOGIE

Ce chapitre présente la méthodologie utilisée pour estimer l'impact d'un choc d'inégalités sur le RNB et, plus particulièrement, la part de cet impact qui transiterait par le canal de l'endettement des ménages.

Dans ce chapitre seront présentés le modèle économétrique de base utilisé, les outils employés pour obtenir les résultats ainsi que les modèles alternatifs estimés pour vérifier la robustesse des résultats.

3.1 Le modèle de base

Le modèle de base est un modèle vectoriel autorégressif structurel (SVAR) à trois variables qui permettra d'estimer la dynamique entre le RNB par habitant, la part de richesse du 99^{e} percentile des individus et l'endettement des ménages par habitant.

La méthode d'estimation est inspirée de Sims, Stock et Watson (1990) qui démontrent la convergence de l'estimateur des moindres carrés ordinaires sur les coefficients d'un SVAR lorsque celui-ci est estimé avec au moins deux retards. L'estimation en niveau présente l'avantage de produire des estimateurs convergents en présence de cointégration. Même si les tests de cointégration présentés dans le chapitre précédent ne rejettent pas l'absence de cointégration à 95 %, il est prudent de prendre en compte la possibilité de l'existence de liens de long terme entre les variables, d'autant plus que l'absence de cointégration entre le RNB et l'endettement des ménages par personne serait rejetée à

75 % et que d'autres auteurs ont observé un lien de long terme entre inégalités et expansion du crédit (Malinen, 2013).

3.1.1 Le modèle de base en forme réduite

Le modèle de base peut être écrit comme suit dans sa forme réduite :

$$X_t = \mu_0 + \mu_1 t + F_1 X_{t-1} + F_2 X_{t-2} + \ldots + F_p X_{t-p} + \epsilon_t.$$

X_t est la matrice de dimension 84×3 contenant les 84 observations de chacune des 3 variables d'intérêt. La constante μ_0 est un vecteur de 3 constantes assurant que les résidus soient centrés à zéro. Le coefficient μ_1 est associé à la tendance t qui est utilisée pour capter la partie déterministe et linéaire de l'évolution de X_t. Le modèle est estimé avec p retards. Les matrices F_i (i = 1, 2, …,p) de dimension 3×3 déterminent la dynamique non contemporaine des variables du modèle et la persistance des chocs qui se transmettent d'une période à l'autre.

L'estimateur des moindres carrés ordinaires est utilisé pour estimer les coefficients du SVAR en forme réduite . Sims, Stock et Watson (1990) démontrent que l'estimateur des moindres carrés ordinaires de chaque coefficient du SVAR est convergent et suit asymptotiquement une loi normale même s'il y a cointégration et non stationnarité parmi les variables. La condition, cependant, est qu'il y ait au moins deux retards dans le SVAR, d'où la spécification de nombre de retards minimal. Le nombre de termes de retards a été choisi au sein d'un intervalle prédéterminé en minimisant le critère d'Akaike. La limite inférieure pour le nombre de retards a été fixée à deux afin de s'assurer que les estimateurs soient convergents. La limite supérieure a été fixée à 6.

Une fois la forme réduite du modèle estimée en niveau, on peut recueillir les résidus ϵ_t. Toutefois, les résidus de la forme réduite du modèle n'ont pas de signification économique, car ils sont corrélés entre eux. Des restrictions sont nécessaires pour identifier adéquatement les chocs structurels.

3.1.3 Le modèle de base en forme structurelle

À partir de la forme réduite, en prémultipliant chaque côté de l'égalité par une matrice $\boldsymbol{A}$ qui représente les liens contemporains entre les variables, on trouve la forme structurelle suivante :

$$\boldsymbol{A}X_t = \mu_0^* + \mu_1^* t + \Phi_1 X_{t-1} + \Phi_2 X_{t-2} + \ldots + \Phi_p X_{t-p} + \eta_t$$

où $$\left[\mu_0^*,\ \mu_1^*,\ \Phi_1, \ldots, \Phi_p\right] = \boldsymbol{A}\left[\mu_0,\ \mu_1,\ F_1, \ldots, F_p\right].$$

Le vecteur $\eta_t = \boldsymbol{A}\epsilon_t$ contient les chocs contemporains des variables d'intérêt. $\boldsymbol{A}$ est choisie de telle sorte que les chocs soient normalisés et non corrélés entre eux et que Σ_η,la matrice de variance-covariance des chocs η_t, soit une matrice identité de dimension égale au nombre de variables (Luetkepohl, 2011).

3.2 L'identification des chocs

La stratégie employée pour identifier les chocs η_t est celle de Sims (1980) qui a démontré qu'il était possible d'identifier les chocs structurels en imposant des restrictions sur les effets contemporains de certains chocs. Les chocs η_t seront identifiés à partir de la matrice $\boldsymbol{A}$ et de la matrice de variance-covariance Σ_ϵ. En définissant $\boldsymbol{B} \equiv \boldsymbol{A^{-1}}$ nous avons la relation suivante :

$$\boldsymbol{B}\eta_t = \epsilon_t.$$

Il en découle que

$$\Sigma_\epsilon = \boldsymbol{B}\boldsymbol{B}'.$$

La matrice $\boldsymbol{B}$ peut donc être déterminée à partir de la matrice de variance-covariance des résidus de la forme réduite. Toutefois, comme la matrice Σ_ϵ est symétrique de dimension 3 x 3, elle ne contient que 6 éléments distincts. Or le système d'équations contient 9 inconnus à identifier. Il faut donc imposer 3 restrictions sur la matrice B. Comme la

matrice $\boldsymbol{B}$ quantifie l'effet de chacun des 3 chocs η_{it} (i = 1,2,3) sur les 3 variables d'intérêt du modèle de base, il s'agit donc de prédéterminer 3 impacts contemporains pour identifier les chocs.

3.2.3 Les trois restrictions de court terme imposées

Les restrictions de court terme choisies sont basées sur deux hypothèses. Les deux premières restrictions tiennent à une première hypothèse à savoir que l'effet contemporain d'un choc d'endettement des ménages sur les autres variables est nul. Cette hypothèse s'appuie sur la très faible corrélation contemporaine entre l'endettement des ménages et les autres variables tel qu'il est possible de le constater en observant la figure A.3. La seconde hypothèse est que les chocs d'inégalités n'ont pas d'impact contemporain sur le RNB par personne. Cette hypothèse est justifiée par les canaux de transmissions suggérés dans la littérature pour expliquer l'impact des inégalités sur la croissance économique. Du canal de l'endettement des ménages au canal de la consommation des ménages en passant par celui de la fiscalité endogène, les mécanismes suggérés décrivent une dynamique dont les effets se développent sur un horizon de quelques années.

3.3 La fonction de réponse

La fonction de réponse est la mesure de l'impact d'un choc structurel sur une variable d'intérêt sur un certain horizon de temps. L'effet d'un choc η_{it} sur une variable X_{it} à un horizon k est donné par le coefficient moyenne mobile correspondant.

On trouve la représentation moyenne mobile (MA) de la forme structurelle en regroupant les termes contemporains et retardés de la variable d'intérêt, puis en inversant la partie autorégressive.

$$\left(\boldsymbol{A} - \Phi_1\, L - \Phi_2\, L^2 - \ \ldots - \ \Phi_p\, L^p\right) X_t \ = \ \mu_0^* + \mu_1^* t + \eta_t$$

où L est l'opérateur de retard.

En définissant $\psi(L) \equiv (\boldsymbol{A} - \Phi_1 L - \Phi_2 L^2 - \ldots - \Phi_p L^p)^{-1}$ et en multipliant par $\psi(L)$ de chaque côté, on obtient la représentation moyenne mobile.

$$X_t = \psi(L)(\mu_0^* + \mu_1^* t + \eta_t).$$

Il est évident que l'absence de racine unitaire est nécessaire pour la non-singularité de $\psi(L)$. Toutefois, Sims, Stock et Watson (1989) démontrent qu'il est possible de calculer la fonction de réponse en niveau en présence de racine unitaire lorsque le nombre de retards est supérieur à 2 et que l'horizon considéré est à court ou moyen terme.

En ignorant les termes déterministes qui ne sont pas pertinents pour le calcul de la fonction de réponse, la représentation moyenne mobile peut se réécrire comme suit en forme matricielle :

$$\begin{bmatrix} x_{1t} \\ x_{2t} \\ x_{3t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \psi_{11}(L) & \psi_{12}(L) & \psi_{13}(L) \\ \psi_{21}(L) & \psi_{22}(L) & \psi_{23}(L) \\ \psi_{31}(L) & \psi_{32}(L) & \psi_{33}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \eta_{1t} \\ \eta_{2t} \\ \eta_{3t} \end{bmatrix}.$$

L'impact d'un choc η_{1t} sur la variable x_{1t} à un horizon k obtenu par dérivation est égal au coefficient correspondant. Ainsi,

$$\frac{\partial x_{1,t+k}}{\partial \eta_{1t}} = \psi_{k,11}$$

où $\psi_{k,11}$ est l'élément de $\psi_{11}(L)$ correspondant à l'horizon k. Les fonctions de réponse générées pour le modèle de base sont présentées dans la figure B.1. L'intervalle de confiance (IC) est estimé par la méthode d'échantillonnage par remplacement décrite par Runkle (1987).

3.3.1 Les impacts direct et indirect des inégalités sur le RNB

Afin de vérifier l'existence d'un canal de l'endettement des ménages par lequel transiterait l'impact des inégalités sur le RNB, la réponse du RNB aux inégalités sera divisée en deux parties : un impact direct qui ne transite pas (du moins pas directement)

par l'endettement des ménages et un impact indirect transitant via l'endettement des ménages.

En ignorant les termes déterministes qui ne sont pas pertinents pour le calcul de la fonction de réponse et en ne considérant que les chocs d'inégalités, la représentation structurelle peut s'écrire comme un système de trois équations comme suit :

$$\boldsymbol{A}X_t = \Phi(L)X_t + \eta_t$$

$$\begin{bmatrix} a_{11} & 0 & 0 \\ a_{21} & a_{22} & 0 \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} RNB_t \\ Ineg_t \\ Dette_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Phi_{11}(L) & \Phi_{12}(L) & \Phi_{13}(L) \\ \Phi_{21}(L) & \Phi_{22}(L) & \Phi_{23}(L) \\ \Phi_{31}(L) & \Phi_{32}(L) & \Phi_{33}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} RNB_t \\ Ineg_t \\ Dette_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0 \\ \eta_{INEGt} \\ 0 \end{bmatrix}.$$

En réécrivant la première équation, le RNB peut s'exprimer comme une fonction de l'endettement des ménages et de l'indicateur d'inégalités :

$$[a_{11} - \Phi_{11}(L)]RNB_t = \Phi_{12}(L)Ineg_t + \Phi_{13}(L)Dette_t$$

$$RNB_t = \frac{\Phi_{12}(L)}{[a_{11} - \Phi_{11}(L)]}Ineg_t + \frac{\Phi_{13}(L)}{[a_{11} - \Phi_{11}(L)]}Dette_t.$$

En exprimant les variables $Ineg_t$ et $Dette_t$ en fonction du choc η_{INEGt} et en substituant ces expressions dans l'équation de RNB_t, la réponse du RNB à un choc d'inégalités apparaît comme l'addition de deux composantes : une composante (à gauche) transitant via la réponse des inégalités à leur propre choc et une autre composante (à droite) transitant via la réponse de l'endettement à un choc d'inégalités.

Plus formellement, la réponse de RNB_t sur le choc d'inégalités est obtenue en calculant les dérivées partielles du RNB par rapport à $Ineg_t$ et $Dette_t$ et en multipliant celles-ci par les fonctions de réponses respectives des deux variables. Ainsi,

$$\frac{dRNB_t}{d\eta_{INEGt}} = \frac{\partial RNB_t}{\partial Ineg_t} * \frac{dIneg_t}{d\eta_{INEGt}} + \frac{\partial RNB_t}{\partial Dette_t} * \frac{dDette_t}{d\eta_{INEGt}}.$$

L'impact à l'horizon k du choc d'inégalité sur le RNB transitant par l'endettement des ménages est donc le coefficient de L^k dans l'expression suivante :

$$\frac{\Phi_{13}(L)}{[a_{11} - \Phi_{11}(L)]} * \frac{dDette_t}{d\eta_{INEGt}}(L).$$

3.4 La décomposition de variance

La décomposition de variance indique la proportion des mouvements d'une série qui sont expliqués par un certain choc structurel sur différents horizons. Plus cette proportion est importante, plus le choc correspondant est important dans l'analyse des fluctuations de la série. La décomposition de variance est donc une mesure permettant de déterminer la pertinence de l'étude d'un choc. En effet, même si une réponse à un choc est très significative, si le choc se produit rarement ou faiblement, il sera peu pertinent comme explication des mouvements de la variable d'intérêt.

Puisque les chocs structurels ne sont pas corrélés entre eux, la variance de la variable x_{1t} sur un horizon k est donnée par

$$\sigma^2_{\Delta x_1}(k) = \sigma^2_{\eta_1} \sum_{j=1}^{k} \psi^2_{k,11} + \sigma^2_{\eta_2} \sum_{j=1}^{k} \psi^2_{k,12} + \sigma^2_{\eta_3} \sum_{j=1}^{k} \psi^2_{k,13}\ .$$

La proportion de la variance de x_{1t} attribuable au choc η_{2t} sur l'horizon k est donnée par l'expression suivante :

$$\frac{\sigma^2_{\eta_2} \sum_{j=1}^{k} \psi^2_{k,12}}{\sigma^2_{\eta_1} \sum_{j=1}^{k} \psi^2_{k,11} + \sigma^2_{\eta_2} \sum_{j=1}^{k} \psi^2_{k,12} + \sigma^2_{\eta_3} \sum_{j=1}^{k} \psi^2_{k,13}}.$$

Les décompositions de variance de chacune des variables du modèle de base sont présentées à la figure B.2.

3.5 Modèles et séries complémentaires

Afin de tester la robustesse des résultats, plusieurs modèles et séries complémentaires seront estimés. D'abord, un indice de dérégulation financière sera ajouté au modèle de base afin de vérifier si une partie des corrélations observées entre les inégalités, l'endettement des ménages et le RNB peut être expliquée par la dérégulation financière. Puis, l'indicateur d'inégalité sera substitué par onze autres indicateurs afin de tester la sensibilité des résultats à l'indicateur utilisé. Finalement, le modèle de base sera réévalué avec la série de douze indicateurs d'inégalités sur des sous échantillons avec de tester la sensibilité des résultats au choix de la période étudiée. Les sous-sections suivantes détaillent la méthodologie employée pour conduire ces tests de sensibilité.

3.5.1 Sensibilité à l'ajout de variables explicatives

Afin de tester la présence d'un biais de variable omise, un indice de dérégulation financière (IDF) construit par Philippon (2012) est ajouté au modèle. Il est raisonnable de croire que la dérégulation financière peut avoir un impact à la fois sur la concentration de la richesse en donnant aux ménages nantis une capacité de levier supplémentaire et sur l'endettement des ménages moins nantis en favorisant l'accès au crédit.

Au sein du modèle SVAR , le choc de dérégulation financière est identifié en supposant qu'aucune des variables du modèle de base n'a d'impact contemporain sur la dérégulation financière. Ces trois restrictions de court terme supplémentaires sont justifiées par la faible corrélation contemporaine de l'IDF avec la part de la richesse du 1 % et par le fait que ni le RNB et ni l'endettement des ménages ne causent la dérégulation financière à la Granger. Le modèle est estimé avec le même nombre de retards que le modèle de base afin d'être le plus comparable possible avec celui-ci.

3.5.2 Sensibilité au choix de l'indicateur d'inégalité

Il existe une panoplie d'indicateurs d'inégalités couramment cités dans la littérature. Afin de comparer les résultats obtenus dans cette recherche avec d'autres études utilisant

différents indicateurs d'inégalités, le modèle de base est estimé avec une douzaine d'indicateurs d'inégalités. Comme l'hypothèse de l'endettement des ménages s'intéresse au haut de la courbe de distribution de la richesse ou des revenus, les indicateurs retenus sont pour la plupart des parts de revenus et de richesse des hauts percentiles. Les séries utilisées sont décrites dans le détail en annexe, au tableau A.2.

3.5.3 Sensibilité à la période étudiée

Le modèle de base est estimé sur une période s'étendant de 1917 à 2000. Afin de s'assurer que les résultats ne dépendent pas spécifiquement de l'étendue de la période étudiée, le modèle est estimé sur deux autres intervalles :

- 1917-1980 : Cette période exclut les années 1980-2000 marquées par une recrudescence des écarts de richesse (Saez et Zucman, 2014; Piketty et Saez, 2013)
- 1947-2010 : Cette période exclut la Grande dépression et la Deuxième Guerre mondiale, mais inclut la grande récession de 2008 en utilisant les parts de richesse de Saez et Zucman (2014) et les parts de revenus de Piketty et Saez (2013).

CHAPITRE IV

ANALYSE DES RÉSULTATS

Dans ce chapitre, les estimations du modèle de base sont présentées ainsi que les résultats des tests de robustesse décrits dans le chapitre précédent.

4.1 L'estimation du modèle de base

Le modèle de base a été estimé avec trois retards. Le choix du nombre de retards a été fait en minimisant le critère d'information d'Akaïke à partir d'un maximum de 6 retards. Les résultats présentés pour le modèle de base sont peu sensibles au choix du nombre de retards. Ils sont similaires et significatifs pour tout nombre de retards choisis entre 2 et 6. Les intervalles de confiance des fonctions de réponses sont à 90 %, sauf indication contraire.

Afin de s'assurer qu'il n'y ait pas d'évidence de dépendance temporelle dans les résidus de forme réduite, un test Portmanteau de Ljung-Box a été effectué sur ces résidus. Pour chacune des trois variables, l'évidence ne permet pas de rejeter l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation à 95%. Les résultats sont présentés au tableau 4.1.

Tableau 4.1 : Résultats des tests de Ljung-Box

Variable dont les résidus sont testés	**H0 : Absence d'autocorrélatione**	**P-value**
RNB par habitant	Non rejetée	0,412
Richesse du top 1 %	Non rejetée	0,778
Endettement par habitant	Non rejetée	0,398

Les fonctions de réponse estimant la dynamique des variables du modèle de base sont illustrées à l'annexe B. La figure B.1 illustre les réponses de chacune des trois variables à un choc d'une amplitude équivalente à un écart-type de chacune des variables. Les réponses du RNB aux chocs d'inégalités et d'endettement des ménages sont négatives. De plus, la réponse de l'endettement des ménages à un choc d'inégalités est positive. Ces observations sont cohérentes avec la thèse du canal de l'endettement des ménages.

La figure B.3 présente la décomposition de la réponse du RNB à un choc d'inégalités en un impact direct et un impact indirect transitant via l'endettement des ménages. L'impact indirect est significativement négatif à un horizon de 8 à 10 ans. Ce résultat suggère l'existence d'un canal de l'endettement des ménages par lequel un choc positif d'inégalités affecterait négativement le RNB à travers l'endettement des ménages. Selon le graphique (d) de la figure B.3, à une augmentation exogène d'un écart-type de l'indicateur d'inégalités, correspondrait une diminution attendue de 1,1 % du RNB à un horizon de 9 à 10 ans via le canal de l'endettement des ménages. L'intervalle de confiance est cependant très large.

La décomposition de la variance, présentée à la figure B.3 indique qu'une part significativement non nulle des variations du RNB est expliquée par les chocs d'inégalités. Près de 20 % des variations du RNB pourraient être expliquées par les chocs d'inégalités.

4.2 Estimation des modèles complémentaires

Afin de tester la robustesse des résultats, le modèle de base est soumis à 3 tests de sensibilité. Le tableau 4.2 présente une vue d'ensemble des modèles estimés. Les résultats des estimations de ces modèles sont présentés dans les trois sous-sections suivantes.

Tableau 4.2 : Les modèles estimés

Modèles	Figures
Modèle de base	B.1 à B.4
Modèle de base augmenté de l'IDF	C.1 à C.3
Modèle estimé avec les séries complémentaires	D.1 à D.5
Modèle estimé avec les séries complémentaires. Période : 1917-1980	D.6 à D.10
Modèle estimé avec les séries complémentaires. Période : 1947-2010	D.11 à D.15

4.2.1 Sensibilité à l'ajout de variables explicatives

Afin de tester la présence d'un biais de variable omise, l'IDF est ajouté au modèle. La figure C.1 présente les fonctions de réponse illustrant la dynamique du modèle augmenté de l'IDF. À un horizon d'une quinzaine d'années, le choc de dérégulation financière a un effet positif sur l'endettement des ménages et sur la concentration de la richesse, ainsi qu'un effet négatif sur le RNB. Cela en fait un candidat potentiel pour expliquer la dynamique entre inégalités, endettement et cycle économique à plus long terme. Toutefois, l'IDF n'a pas d'effet significatif observable sur les variables à court terme.

L'ajout de cette variable n'affecte pas la dynamique entre inégalités, endettement des ménages et RNB telle qu'observée dans le modèle à trois variables. Les fonctions de réponse du modèle de base augmenté de l'IDF s'accordent avec l'hypothèse de l'endettement des ménages. La figure C.3(d) démontre que la réponse indirecte du RNB au choc d'inégalités transitant par l'endettement des ménages est significativement négative, même lorsque l'IDF est ajouté au modèle.

La figure C.2 présente la décomposition de la variance des quatre variables. Les variances du RNB et de l'endettement des ménages ne sont que faiblement expliquées par la dérégulation financière. Toutefois, la part de la variance des inégalités de richesse expliquée par le choc de dérégulation financière est contemporainement faible, mais croissante dans le temps.

4.2.2 Sensibilité à la mesure de la part de richesse

Dans cette section, le modèle de base est estimé plusieurs fois avec douze indicateurs d'inégalités différents. La réponse du RNB aux inégalités obtenue dans le modèle de base est comparée avec les réponses du RNB à d'autres indicateurs d'inégalités. Quelques observations en découlent.

La figure D.1 présente les fonctions de réponse du RNB aux différents indicateurs d'inégalités. On remarque que la réponse du RNB à un choc d'inégalités est significativement négative pour tous les indicateurs, à deux exceptions près. Il est pertinent de remarquer les effets positifs à court terme sur le RNB des chocs du coefficient de Gini et de la part de richesse des ménages situés entre le 95^{e} et le 99^{e} percentile mesurée par Saez et Zucman (2014).

Le coefficient de Gini est abondamment utilisé dans la littérature et le phénomène ici observé est cohérent avec les observations de plusieurs auteurs qui voient un lien positif entre inégalités et croissance économique (Deininger et Squire, 1996; Li et Zou, 1998; Barro, 2000; Forbes, 2000). Ce lien positif n'est pas contradictoire avec les résultats présentés dans cette recherche. Il illustre plutôt le caractère multidimensionnel des inégalités et le fait que différentes formes d'inégalités peuvent avoir différents effets. En effet, le coefficient de Gini capte une partie de la dynamique des queues de la distribution des revenus, mais mesure davantage les écarts au centre de la distribution. Ainsi, selon les résultats ici présentés, la concentration de la richesse au sein des hauts percentiles des ménages aurait un effet différent sur le RNB que les inégalités au sein de la distribution représentées par le coefficient de Gini.

L'effet positif du choc de la tranche des ménages située entre les 1 % et les 5 % les mieux nantis est particulièrement intéressant. Il suggère que l'effet observable sur le RNB des variations du 95^{e} percentile est contenu dans l'effet des chocs du 99^{e} percentile. Cette observation supporte la thèse de l'offre de crédit des ménages à très hauts revenus de Goda et Lysandrou (2014). Elle s'accorde moins avec la thèse de la demande de crédit

des ménages à plus faibles revenus. Cela justifie le choix de se concentrer, aux fins de cette recherche, à l'effet de la part de richesse des ménages à hauts revenus

La figure D.4 illustre l'impact indirect des différents chocs d'inégalités sur le RNB transitant par le canal de l'endettement des ménages. À l'exception des coefficients de Gini et de la part de richesse du 99^{e} percentile de Saez et Zucman, les effets indirects à un horizon de 5 ou 10 ne sont pas tous significatifs à 90 %, mais ils s'accordent sur le signe qui est négatif. La figure D.5 présente les impacts indirects à avec des intervalles de confiances d'un écart-type (68 %). Hormis les deux exceptions susmentionnées, l'impact d'un choc d'inégalités sur le RNB transitant par le canal de l'endettement des ménages est significativement négatif à 68 % pour tous les indicateurs d'inégalités utilisés. Les résultats obtenus avec le modèle de base sont donc robustes au choix de l'indicateur d'inégalités.

4.2.3 Sensibilité à la période étudiée

Afin de vérifier la sensibilité des résultats à la période étudiée, le modèle de base est estimé sur deux sous-périodes, soit de 1917 à 1980 et de 1947 à 2010.

Les figures D.6 à D.10 présentent la dynamique du modèle de base estimé entre 1917 et 1980. Les fonctions de réponse et les décompositions de variances illustrées par les figures D.6 et D.7 sont similaires à celles résultant de l'estimation du modèle de base. Toutefois, les impacts indirects des inégalités affectant le RNB via le canal de l'endettement des ménages ne sont pas significatifs à 90 % (figure D.9). Les impacts indirects sont significativement négatifs à 68 % dans modèles estimés avec les parts de richesse de Kopczuk et Saez (2004) et les parts de revenus de Piketty et Saez (2013). Toutefois, les modèles estimés avec la part de richesse de Saez et Zucman (2014) ne présentent pas un impact indirect significativement différent de zéro à 68 % (figure D.10).

Le modèle de base a également été estimé pour la période s'étendant de 1947 à 2010 qui exclut la grande crise financière de 1929. Comme il est possible de le constater en

observant la figure D.11, les réponses du RNB aux chocs d'inégalités sur cette période sont peu significatives et ne s'accordent pas. Les réponses indirectes du RNB transitant via le canal de l'endettement des ménages sont également peu significatives et discordantes à 90 % (figure D.14 (d)). Avec des intervalles de confiances à 68%, seuls le modèle de base et le modèle utilisant la part de richesse des 0,01 % plus riches (Kopczuk et Saez, 2004) génèrent une réponse indirecte négative et tout juste significative du RNB au choc d'inégalités (figure D.15 (d)).

En résumé, la thèse du canal de l'endettement des ménages est supportée par les observations effectuées sur la période s'étendant de 1917 à 2010. Toutefois, elle est faiblement supportée par les observations effectuées sur les périodes allant de 1917 à 1980 et de 1947 à 2010. Compte tenu du fait que l'impact indirect des inégalités sur le RNB transitant via l'endettement des ménages n'est pas significatif à 90 % sur les sous-périodes observées et en l'absence d'une explication pour la non-concordance des résultats selon les indicateurs d'inégalités utilisés sur ces périodes, les résultats de cette étude sont sensibles au choix de la période étudiée.

.

CONCLUSION

La question des effets de la distribution de la richesse sur les variables macroéconomiques a suscité un large débat au cours des dernières décennies. Plus récemment, après la grande récession de 2008, plusieurs auteurs ont proposé l'existence d'un lien entre le niveau d'inégalités et le risque d'avènement d'une crise financière qui transiterait par des mécanismes financiers. Toutefois, une difficulté à l'établissement de ce lien est l'irrégularité et la rareté des crises financières ce qui complexifie la tâche des économètres.

Cette recherche s'est inspiré de la littérature récente sur les liens entre inégalités et crises financières pour étudier la possibilité d'une relation entre inégalités et cycle économique qui transiterait via des mécanismes financiers. Plus particulièrement, cette recherche visait à vérifier l'hypothèse selon laquelle les inégalités de richesse auraient un impact négatif sur le RNB via le canal de l'endettement des ménages.

Deux constats découlent de la présente étude. D'abord, il existe une corrélation négative significative entre la concentration de la richesse et le RNB aux États-Unis. Une augmentation exogène de l'indicateur d'inégalités utilisé est associée à une baisse du RNB à un horizon de 5 à 10 ans. De plus, les observations supportent la thèse d'un canal de l'endettement des ménages par lequel le lien entre les inégalités et le RNB transiterait.

Ces résultats sont robustes à l'ajout d'un indice de dérégulation financière au modèle et au remplacement de la mesure de la part de richesse du 99^{e} percentile de Kopczuk et Saez (2004) par d'autres mesures d'inégalités captant la concentration de la richesse ou des revenus au sein des hauts percentiles des ménages. Les résultats sont toutefois sensibles au choix de la période étudiée. En effet, la corrélation négative entre les inégalités et le

RNB ainsi que la présence d'un canal de l'endettement des ménages ne sont pas significatives à 90 % lorsque l'étude se limite à la période allant de 1917 à 1980 ou de 1947 à 2010.

En plus des principaux résultats, deux faits stylisés découlent de la présente étude. En comparant les effets de plusieurs mesures d'inégalité sur le RNB, on remarque que la relation négative observée entre inégalités et cycle économique est robuste au choix de l'indicateur de concentration de la richesse ou du revenu. Deux exceptions sont toutefois observées. D'abord, l'impact sur le RNB d'un choc du coefficient de Gini, qui capte davantage les inégalités dans le milieu de la distribution des revenus, est positif à court terme. Cela suggère que la dynamique entre les inégalités et le cycle économique diffère en fonction de la partie de la distribution des revenus ou de la richesse qui est captée par l'indicateur d'inégalités.

Il est en outre intéressant d'observer que la tranche des ménages dont la richesse, telle que mesurée par Saez et Zucman (2014), est entre les seuils du 95^{e} et du 99^{e} percentiles induit une réponse du RNB opposée à celle qui est engendrée par le 95^{e} percentile. Puisque la réponse du RNB aux chocs des 95^{e} et 99^{e} percentiles est similaire, cela suggère qu'une partie importante de la dynamique observée entre le 95^{e} percentile de richesse et le RNB est, en fait, engendrée par les variations du 99^{e} percentile. Cette observation justifie a posteriori le choix de se concentrer, aux fins de cette recherche, sur l'effet de la part de richesse des ménages à hauts revenus.

Les résultats de cette recherche démontrent la pertinence d'élargir la question du lien entre les inégalités de revenus et les crises financières pour l'appliquer à l'étude du cycle économique, notamment en considérant la possibilité que les inégalités aient un impact négatif sur le cycle économique via des canaux financiers.

ANNEXE A

DONNÉES : SOURCES ET STATISTIQUES DESCRIPTIVES

Tableau A.1 : Sources et descriptions des séries du modèle de base

Série	Période	Description	Source
Richesse du top 1 %	1916 à 2000	Part de richesse du 99e percentile des individus	Kopczuk et Saez (2004)
RNB par habitant	1913 à 2012	Revenu national brut par habitant en log ($2009)	Saez et Zucman (2014)
Endettement des ménages	1916 à 2010	Endettement des ménages par habitant en log ($2009)	Philippon (2012)

Tableau A.2 : Sources et descriptions des séries complémentaires.

Séries	Période	Description[2]	Source
Coefficient de Gini	1947 à 2014	Coefficient de Gini calculé à partir du revenu familial	FRED2[1] (Bureau of the Census)
Revenus du top 5 %	1917 à 2013	Parts des revenus des ménages estimées à partir des déclarations d'impôts par Piketty et Saez (2003, 2013).	World Top Income Database
Revenus du top 1 %	1913 à 2013		World Top Income Database
Revenus du top 0,01 %	1913 à 2013		World Top Income Database
Revenus du top 1 à 5 %	1917 à 2013		World Top Income Database
Richesse du top 5 % (SZ-2014)	1917 à 2012	Parts de richesse des ménages estimées par capitalisation à partir des déclarations d'impôts et des comptes nationaux.	Saez et Zucman (2014)
Richesse du top 1 % (SZ-2014)	1913 à 2012		Saez et Zucman (2014)
Richesse du top 0,01 % (SZ-2014)	1913 à 2012		Saez et Zucman (2014)
Richesse du top 1 à 5 % (SZ-2014)	1917 à 2012		Saez et Zucman (2014)
Richesse du top 0,01 %	1916 à 2000	Parts de richesse des ménages estimées à partir des déclarations de succession.	Kopczuk et Saez (2004)
Richesse du top 0,01 à 1 %	1916 à 2000		Kopczuk et Saez (2004)
Indice de dérégulation financière	1909 à 2006		Philippon (2012)

Notes :

[1] FRED2 est la base de données en ligne de la Réserve fédérale de Saint-Louis

[2] Les données portent sur les États-Unis et sont annuelles, sauf lorsqu'indiqué autrement. Se référer au chapitre II pour une description détaillée du traitement des données.

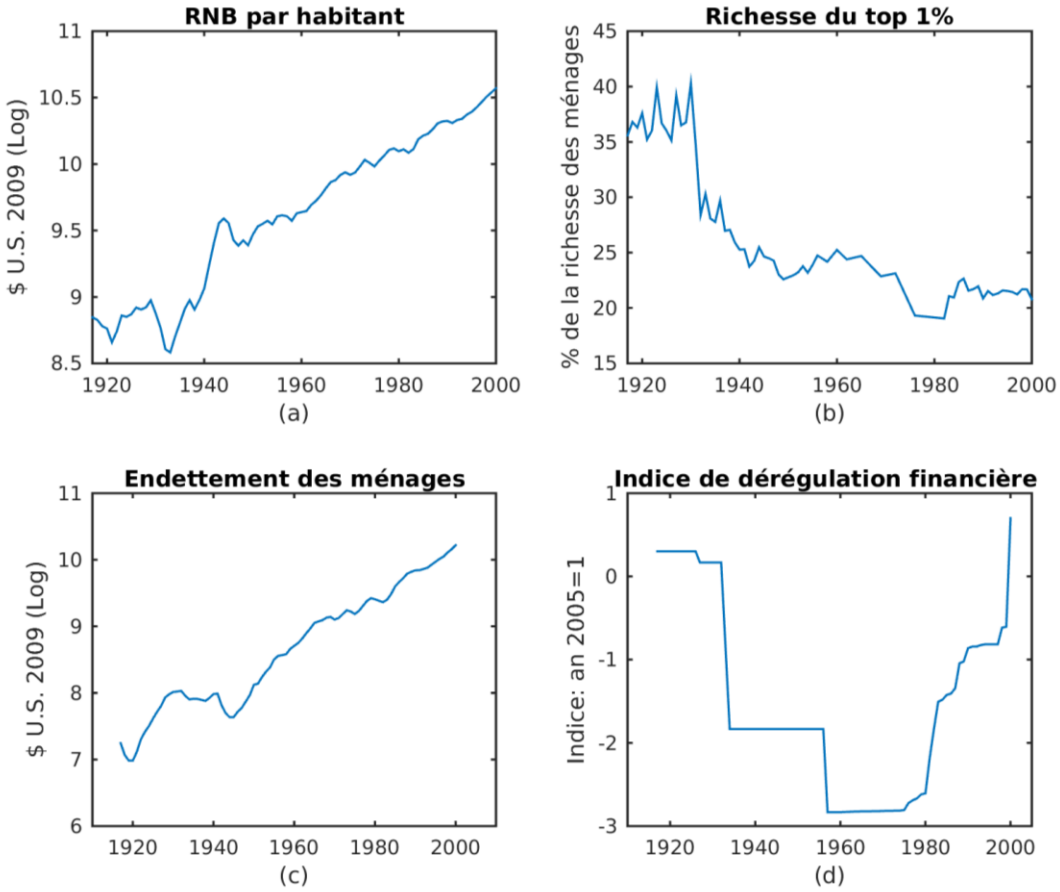

Figure A.1 : Les séries du modèle de base et l'indice de dérégulation financière

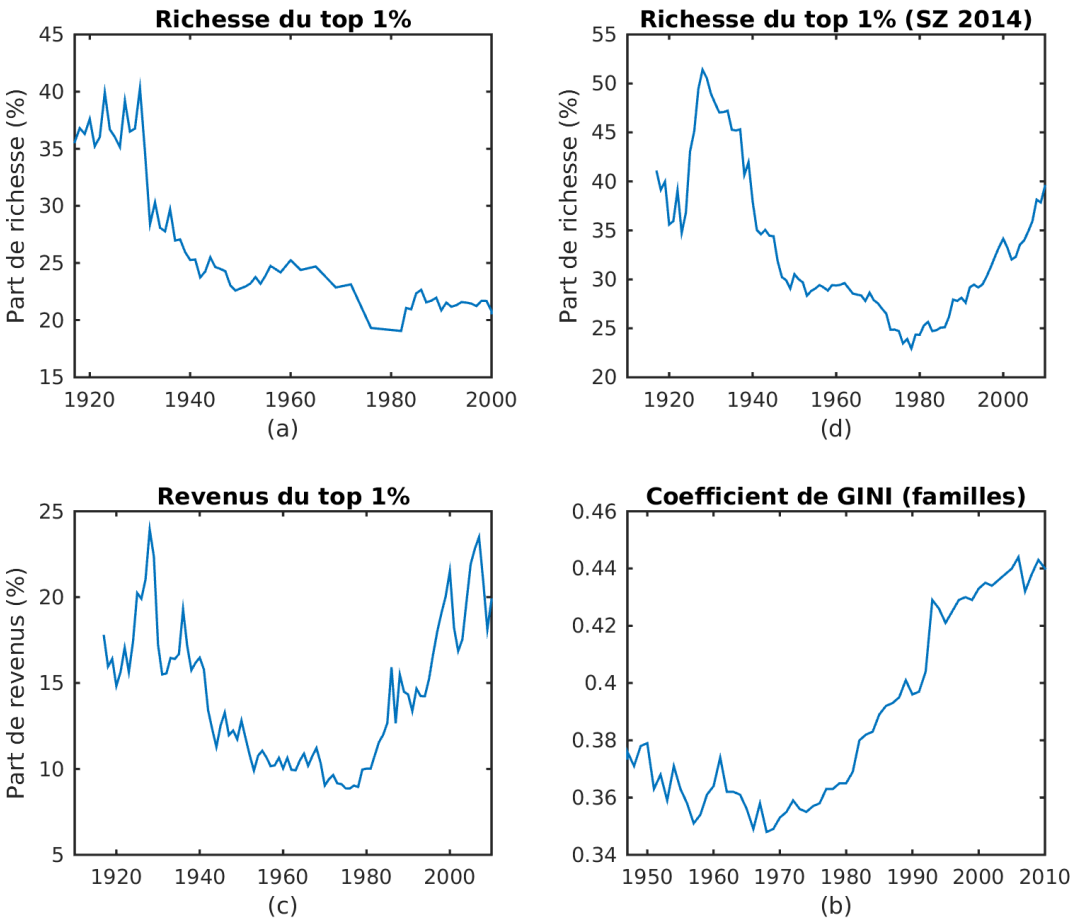

Figure A.2 : Quatres mesures d'inégalités, de 1910 à 2010.

Note : Les graphiques (a) et (b) présentent respectivement la part de richesse du 99^{e} percentile des individus estimée par Kopczuk et Saez (2004) et la part de richesse du 99^{e} percentile des entités fiscales estimées par Saez et Zucman (2014).

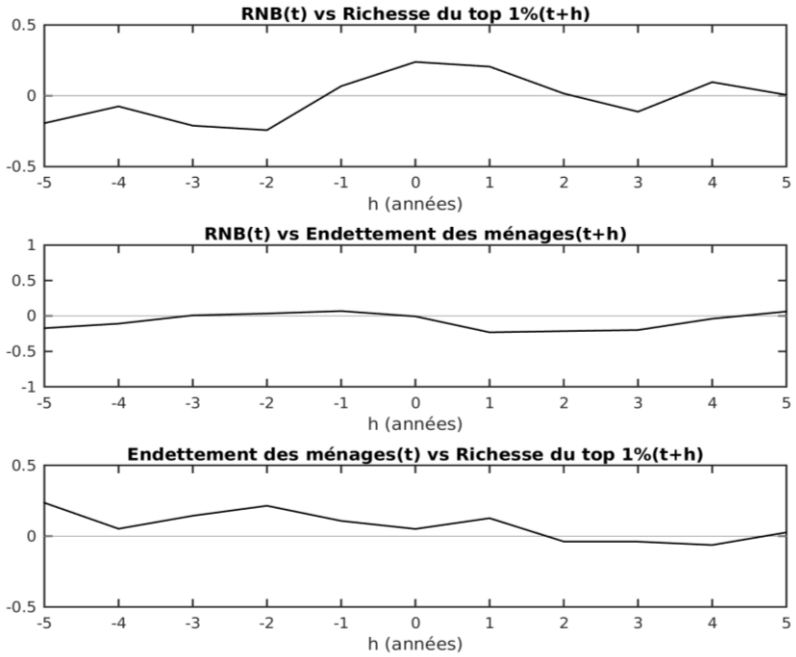

Figure A.3 : Les corrélations croisées des séries du modèle de base.

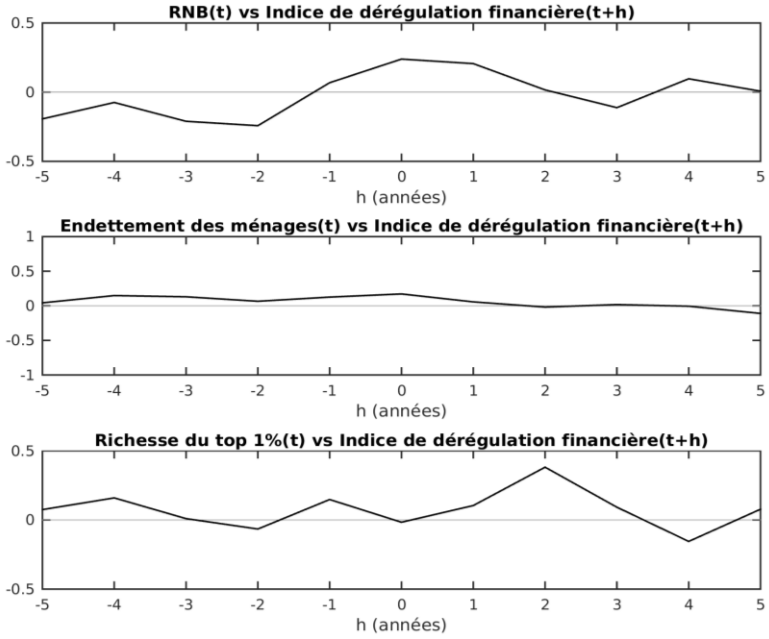

Figure A.4 : Les corrélations croisées entre les séries du modèle de base et l'IDF.

ANNEXE B

RÉSULTATS : MODÈLE DE BASE

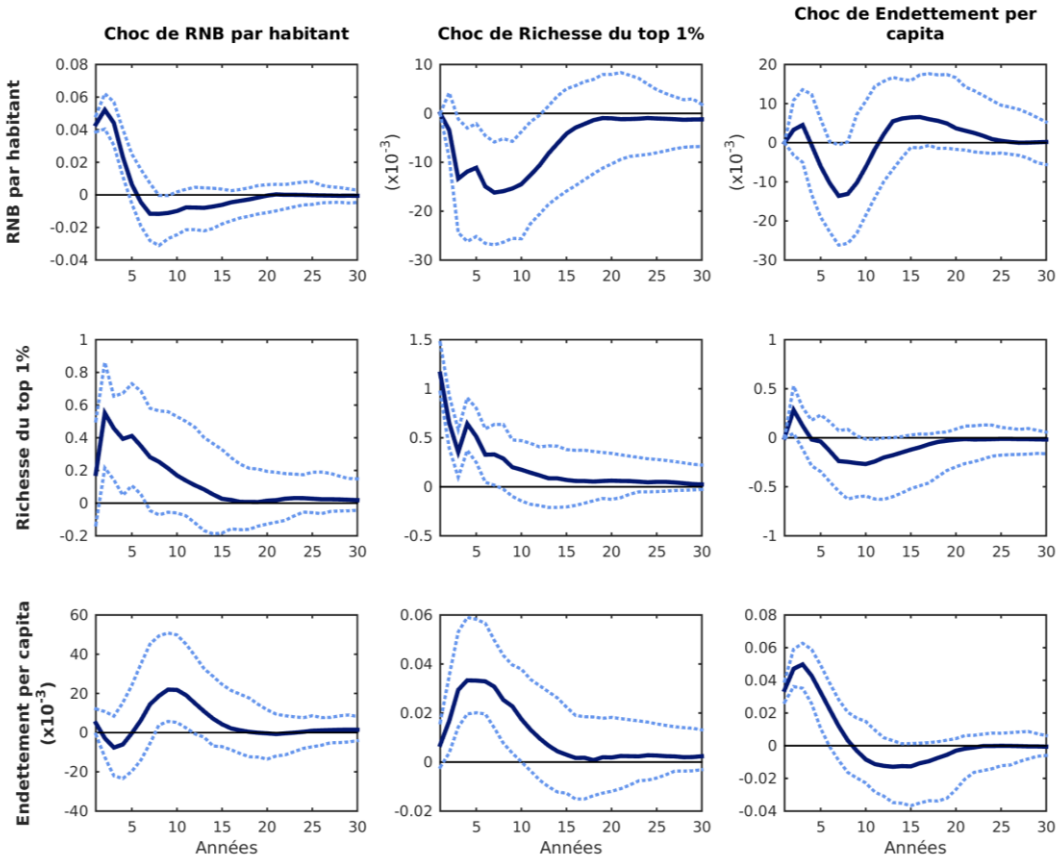

Figure B.1 : Fonctions de réponse - Modèle de base.

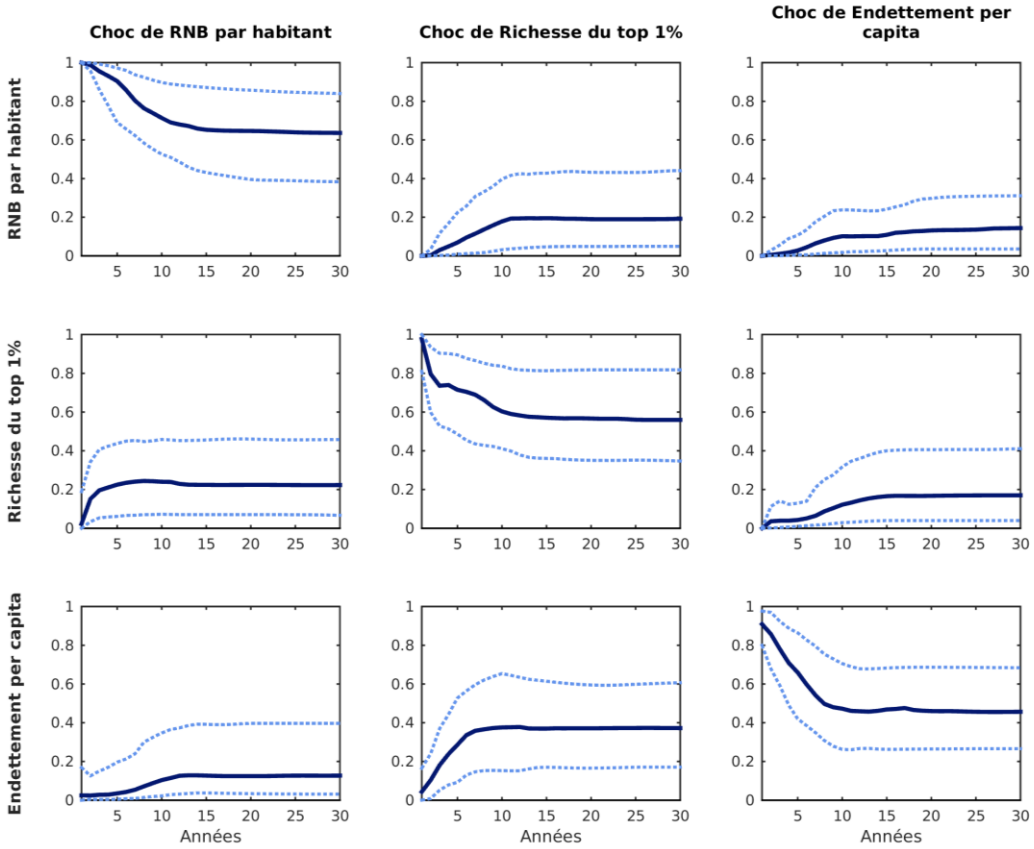

Figure B.2 : Décomposition de variance - Modèle de base

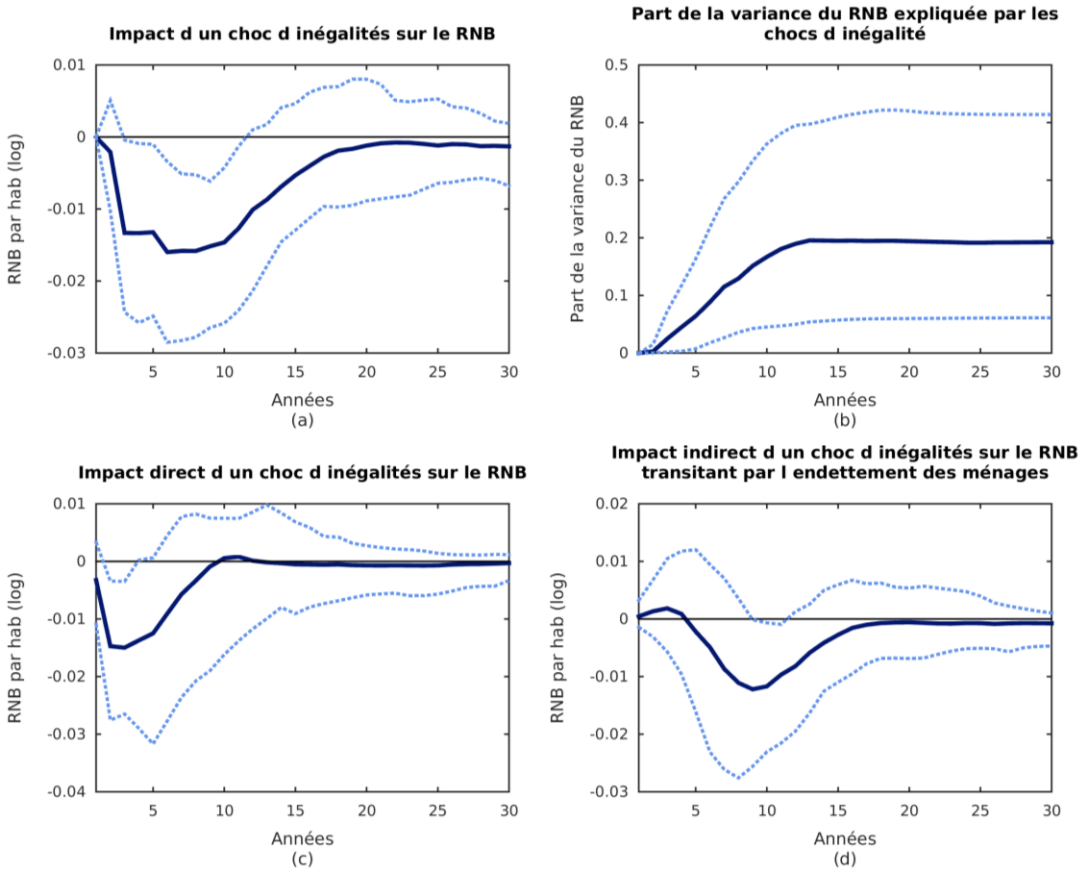

Figure B.3 : Analyse de l'impact des inégalités sur le RNB – Modèle de base – IC à 90 %.

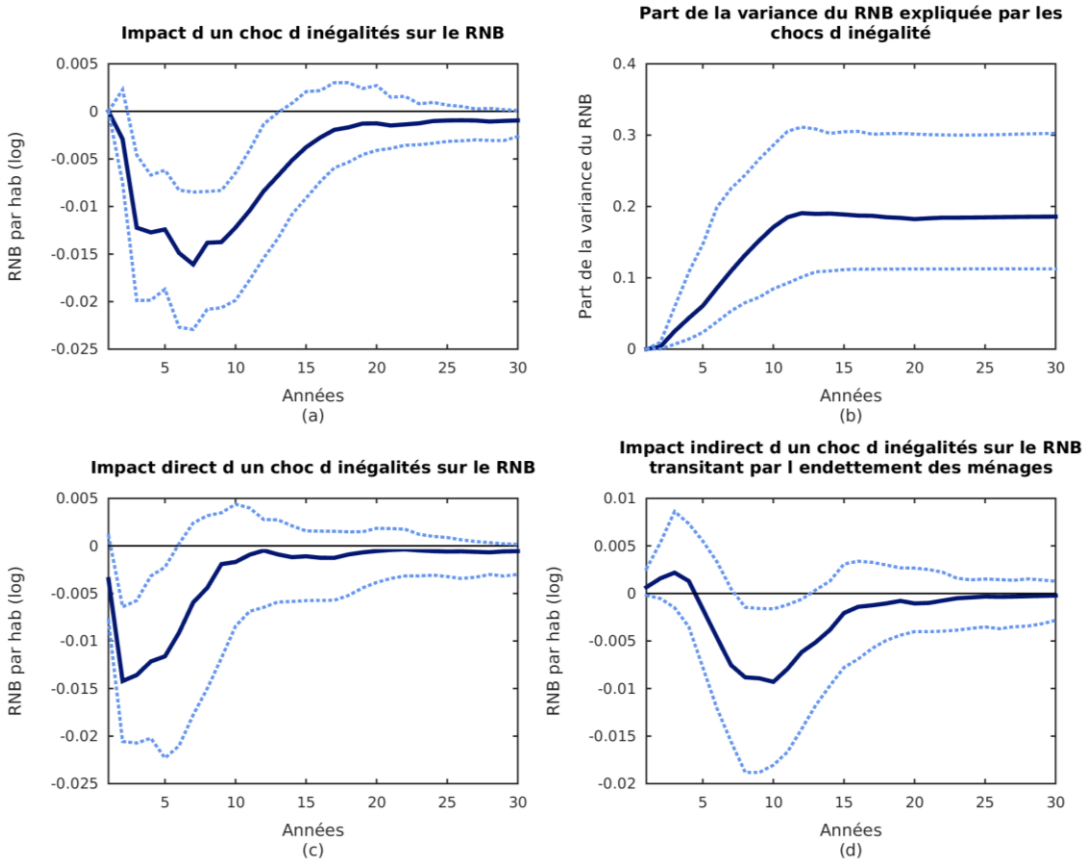

Figure B.4 : Analyse de l'impact des inégalités sur le RNB – Modèle de base – IC à 68 %.

ANNEXE C

RÉSULTATS : MODÈLE COMPLÉMENTAIRE

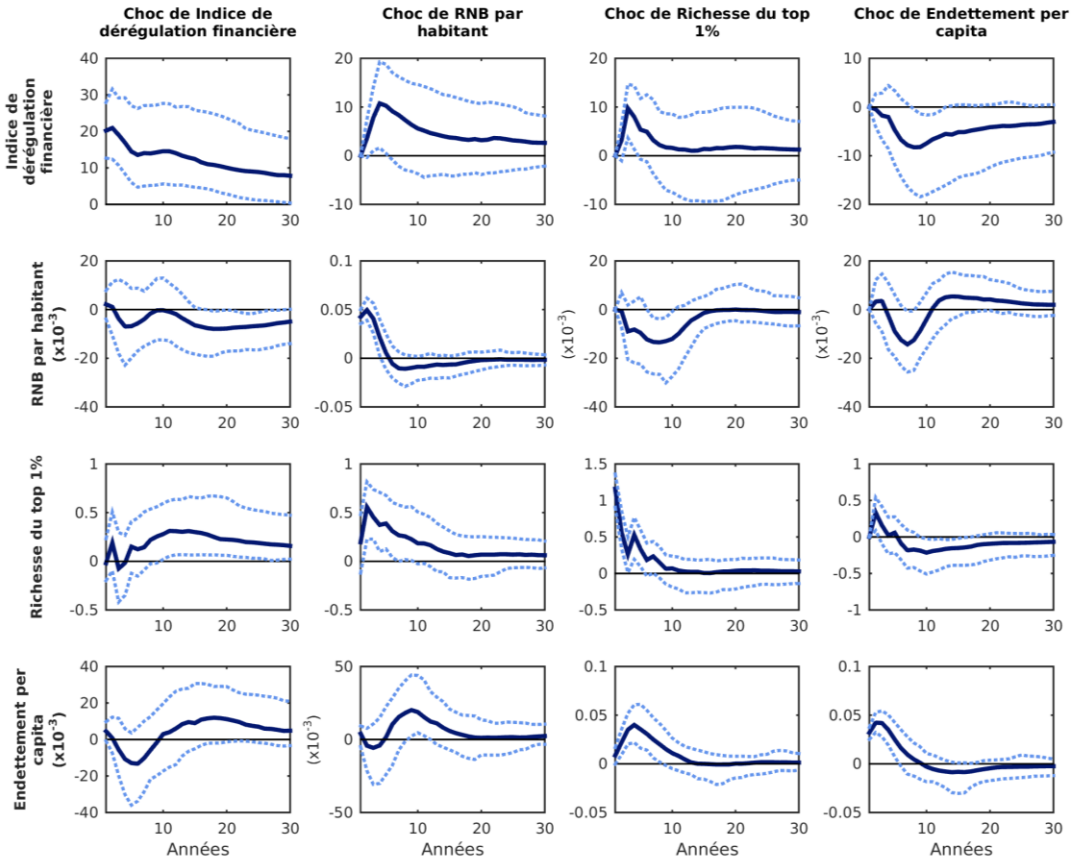

Figure C.1 : Fonctions de réponse – Modèle de base augmenté de l'IDF.

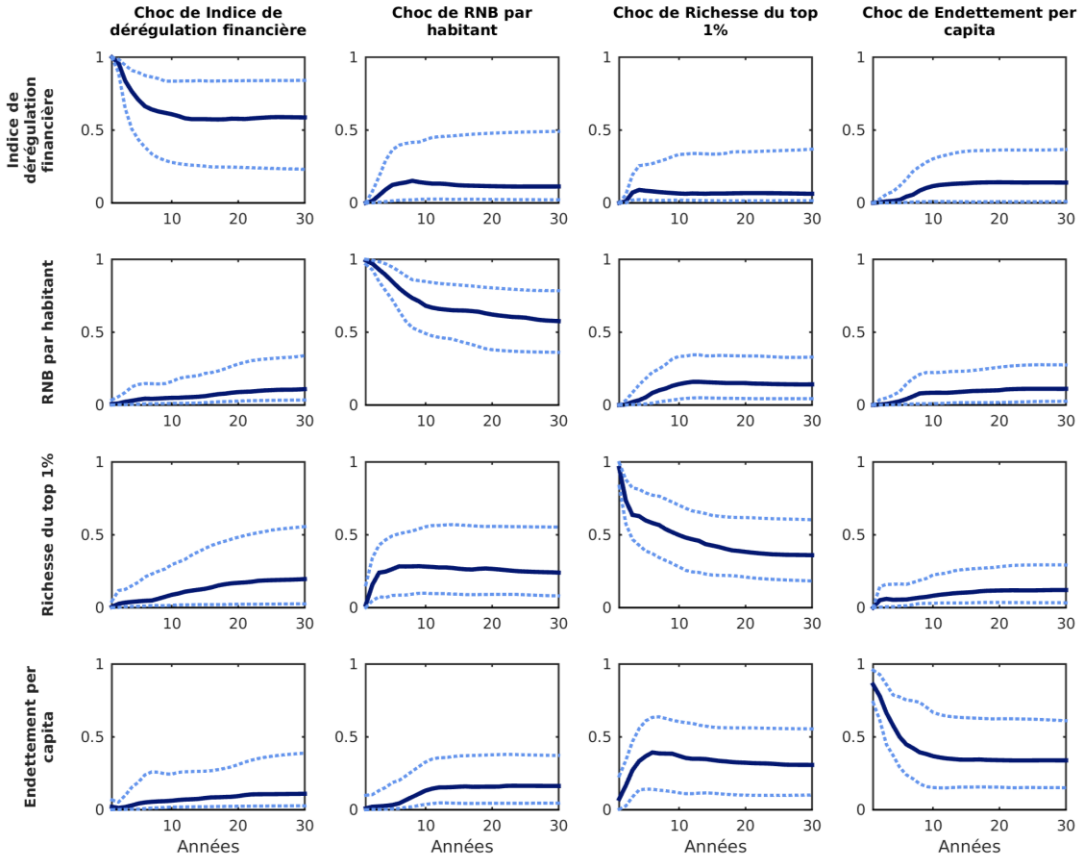

Figure C.2 : Décomposition de variance – Modèle de base augmenté de l'IDF.

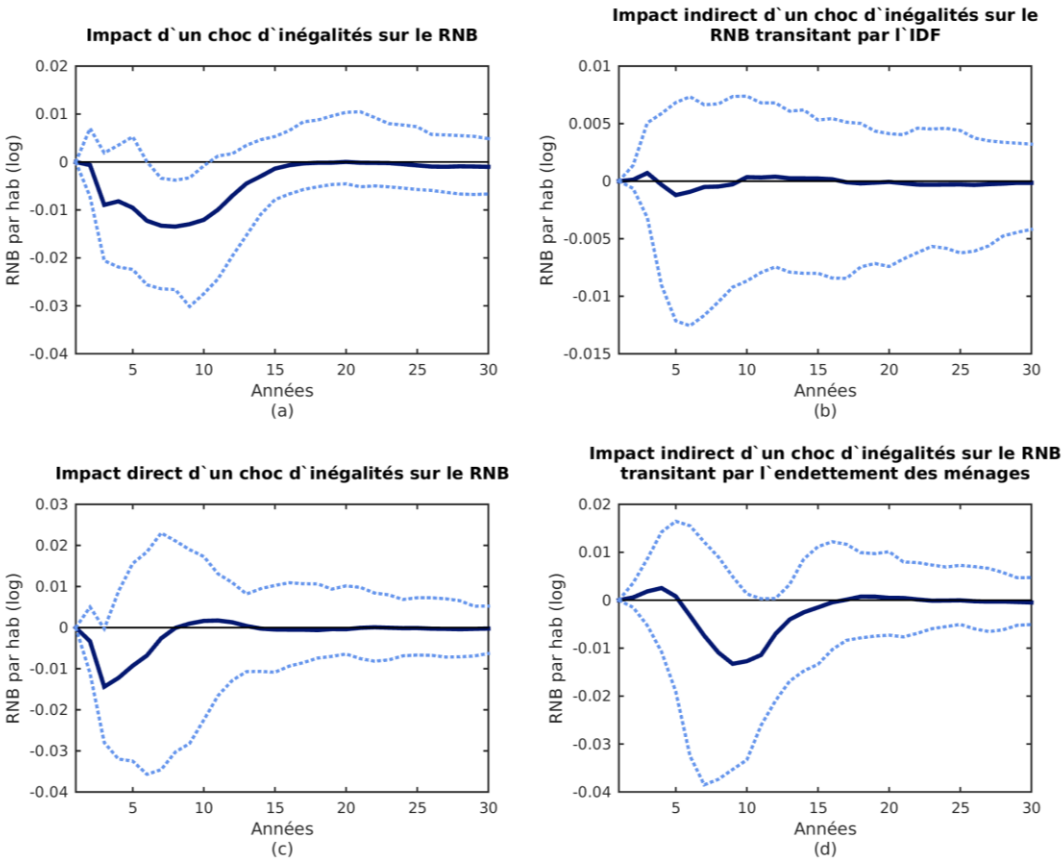

Figure C.3 : Analyse de l'impact des inégalités sur le RNB – Modèle de base augmenté de l'indice de dérégulation financière.

ANNEXE D

RÉSULTATS : SÉRIES COMPLÉMENTAIRES

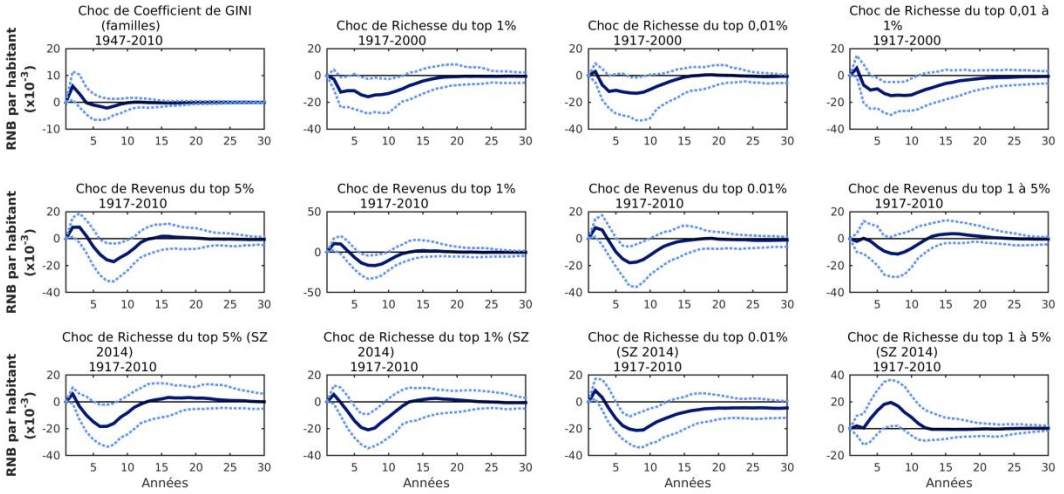

Figure D.1 : Réponses du RNB aux chocs de différents indicateurs d'inégalités

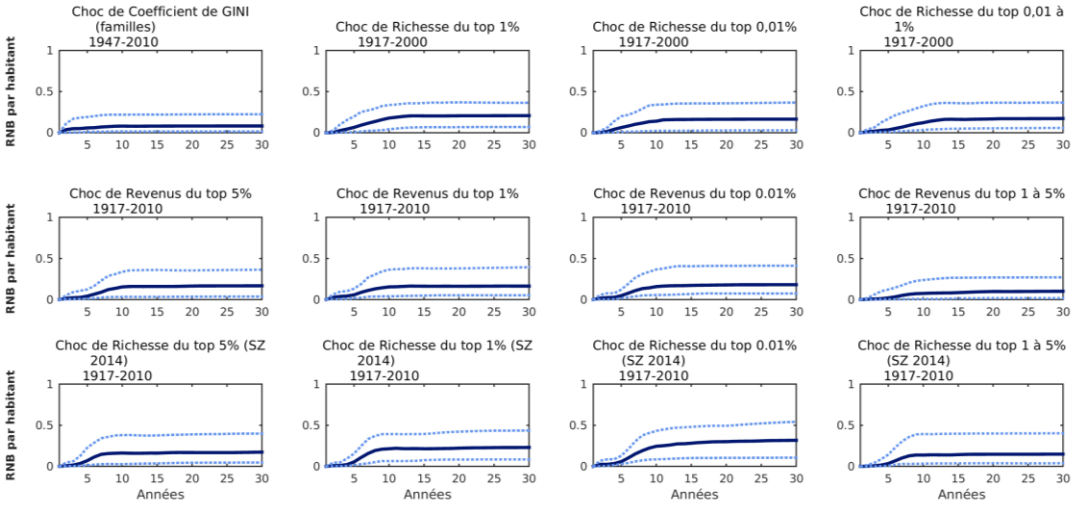

Figure D.2 : Parts de la variance du RNB attribuées aux chocs de différents indicateurs d'inégalités

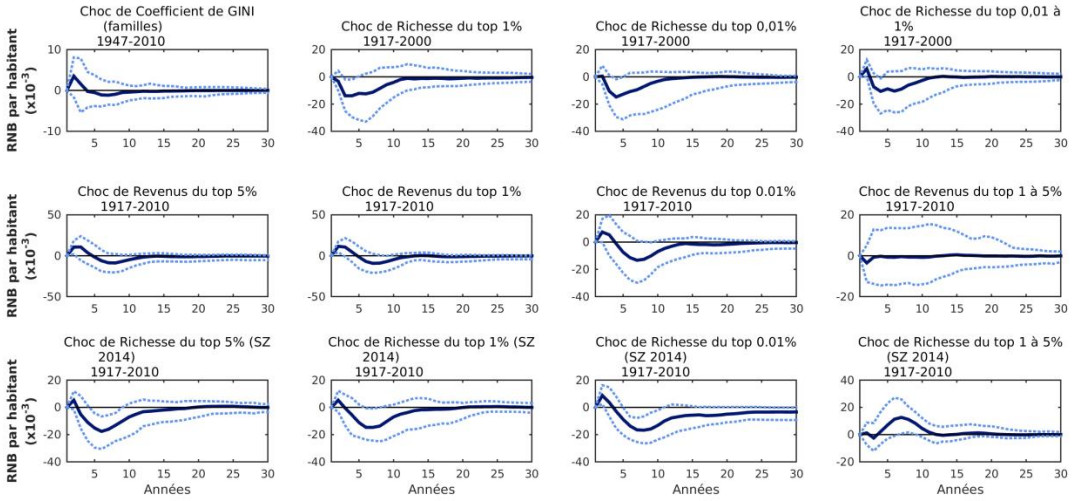

Figure D.3 : Impacts directs des chocs d'inégalités sur le RNB.

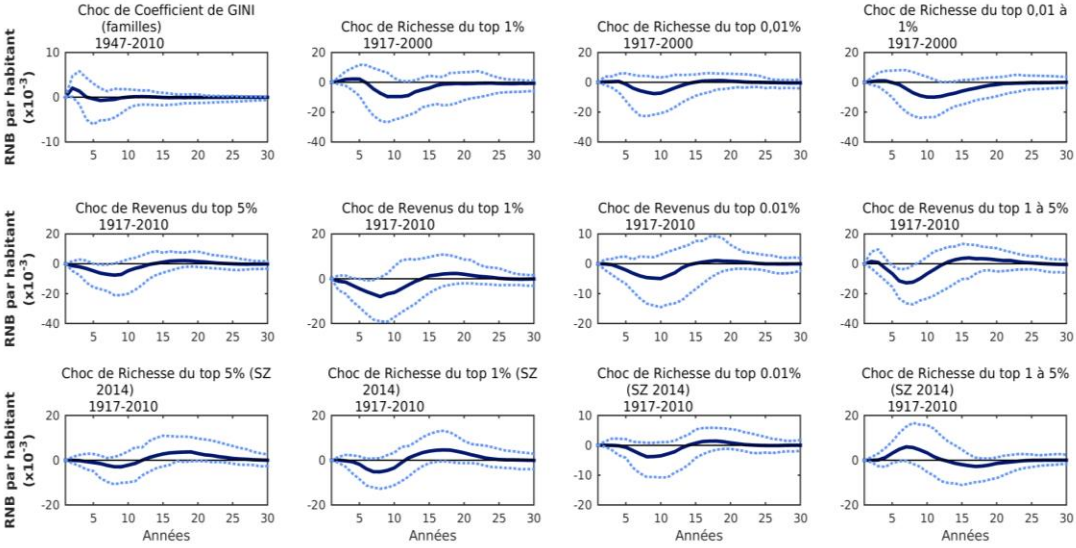

Figure D.4 : Impacts indirects des chocs d'inégalités sur le RNB transitant par l'endettement des ménages.

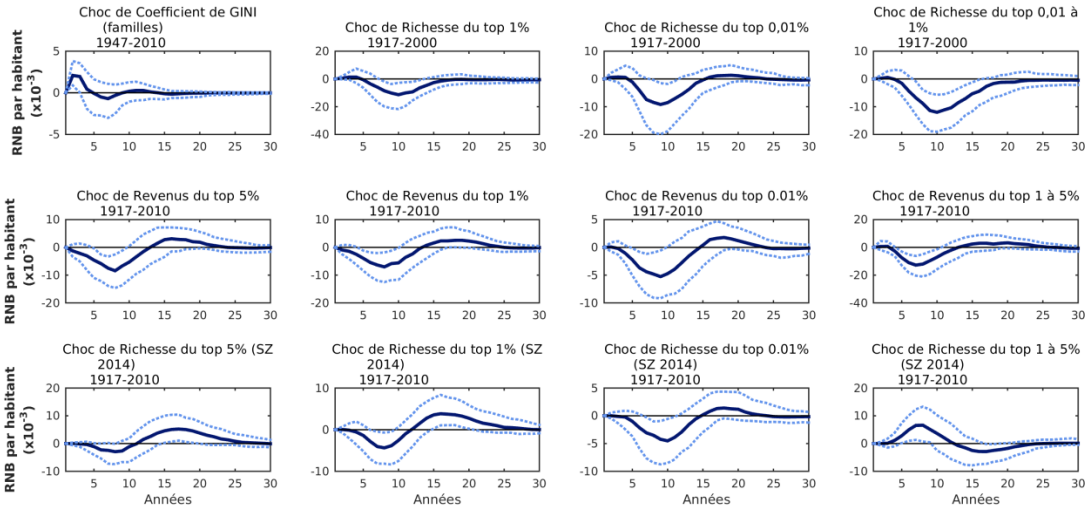

Figure D.5 : Impacts indirects des chocs d'inégalités sur le RNB transitant par l'endettement des ménages. IC à 68 % (1 écart-type).

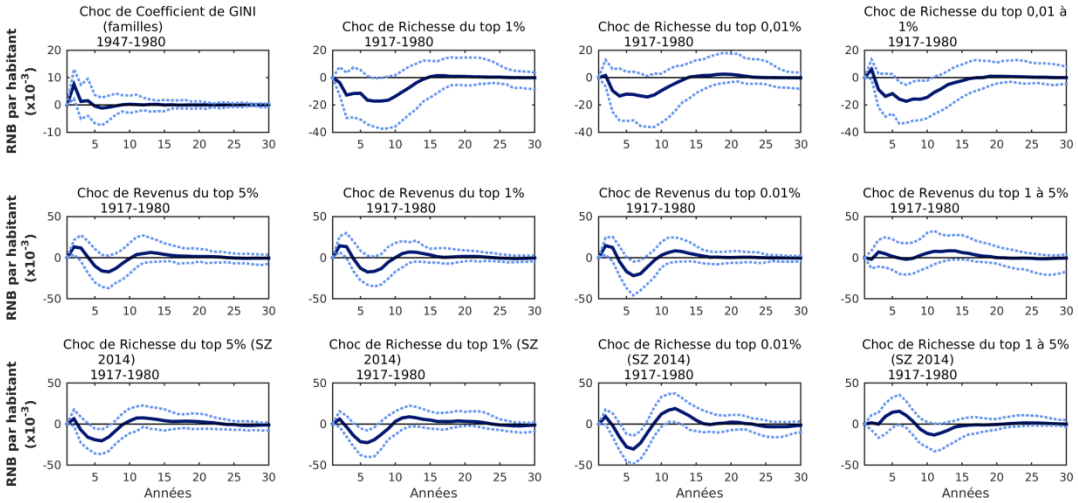

Figure D.6 : Réponses du RNB aux chocs de différents indicateurs. Période : 1917 à 1980.

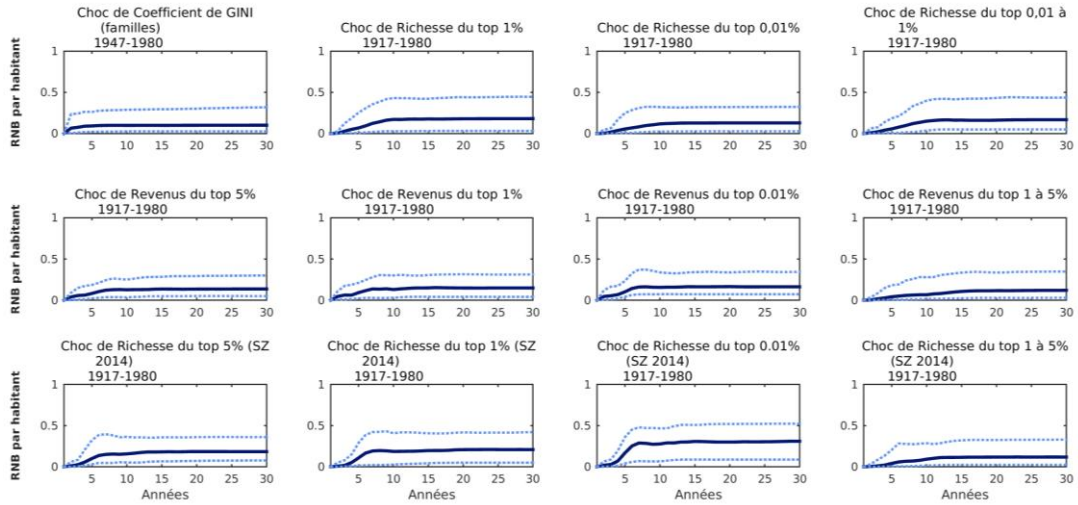

Figure D.7 : Part de la variance du RNB attribuée aux chocs de différents indicateurs d'inégalités. Période : 1917 à 1980

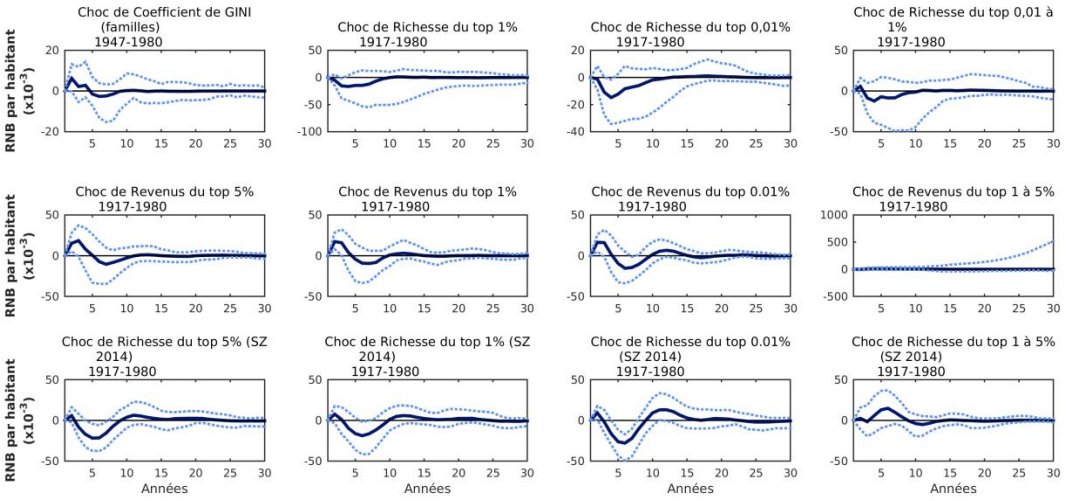

Figure D.8 : Impact direct des chocs d'inégalités sur le RNB. Période : 1917 à 1980.

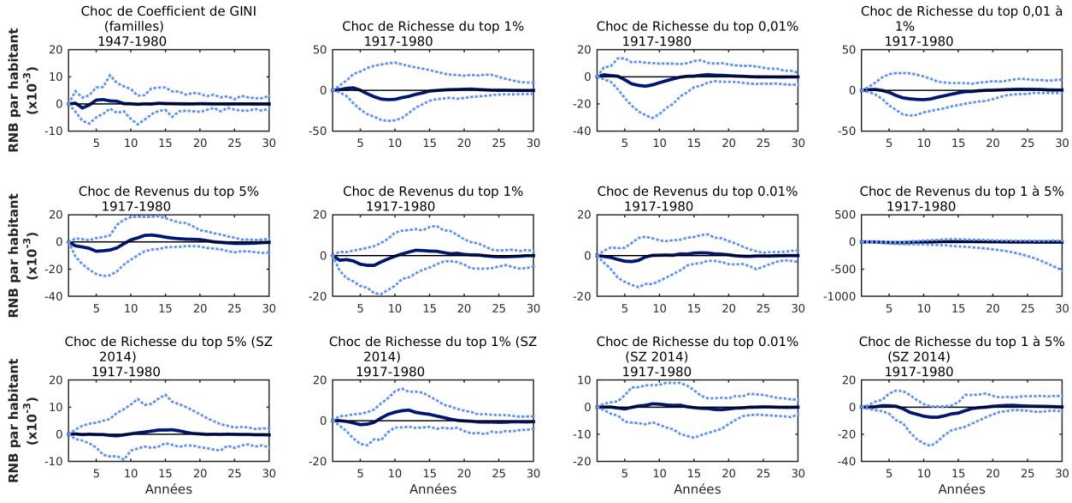

Figure D.9 : Impact indirect des chocs d'inégalités sur le RNB transitant par l'endettement des ménages. Période : 1917 à 1980

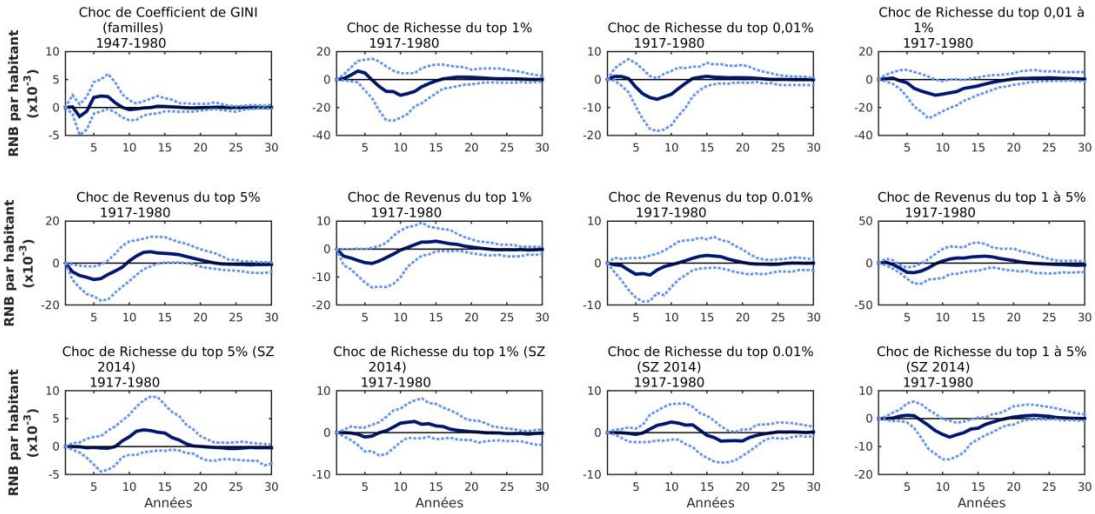

Figure D.10 : Impact indirect des chocs d'inégalités sur le RNB transitant par l'endettement des ménages. Période : 1917 à 1980. IC à 68 % (1 écart-type).

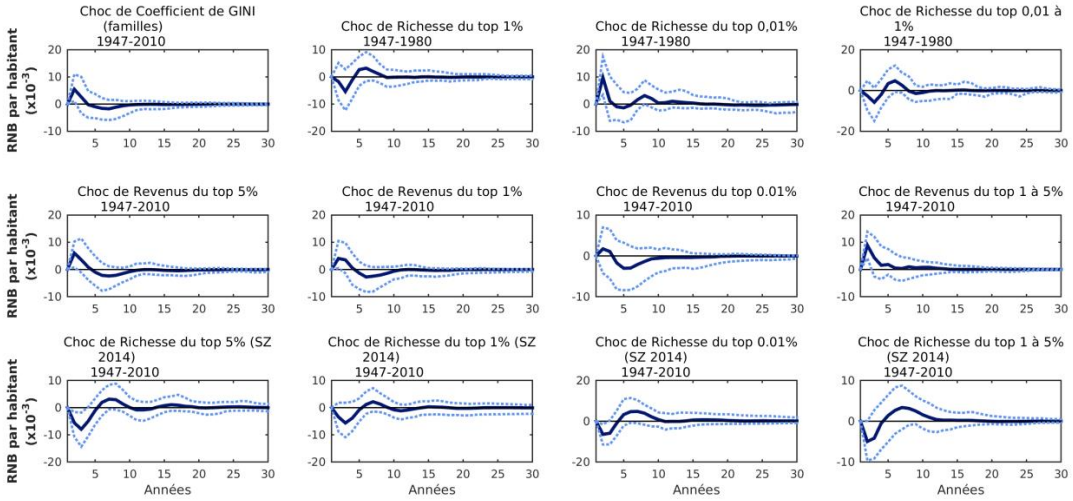

Figure D.11 : Réponses du RNB aux chocs de différents indicateurs. Période : 1947 à 2010.

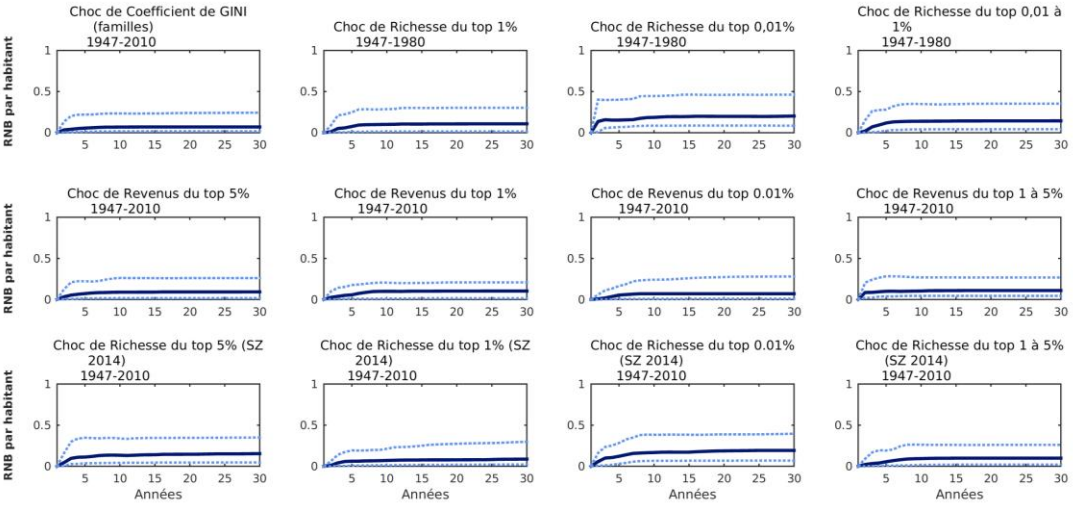

Figure D.12 : Part de la variance du RNB attribuée aux chocs de différents indicateurs d'inégalités. Période : 1947 à 2010

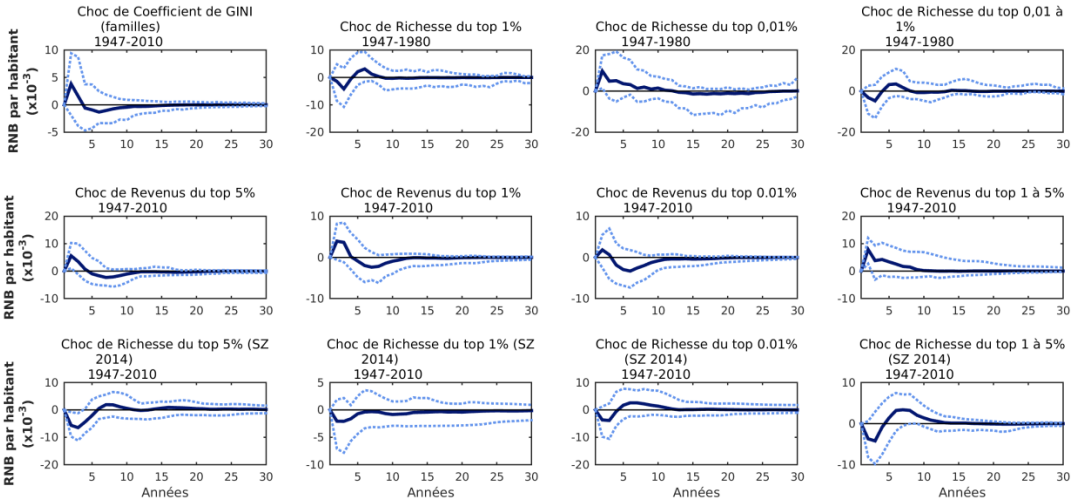

Figure D.13 : Impact direct des chocs d'inégalités sur le RNB. Période : 1947 à 2010.

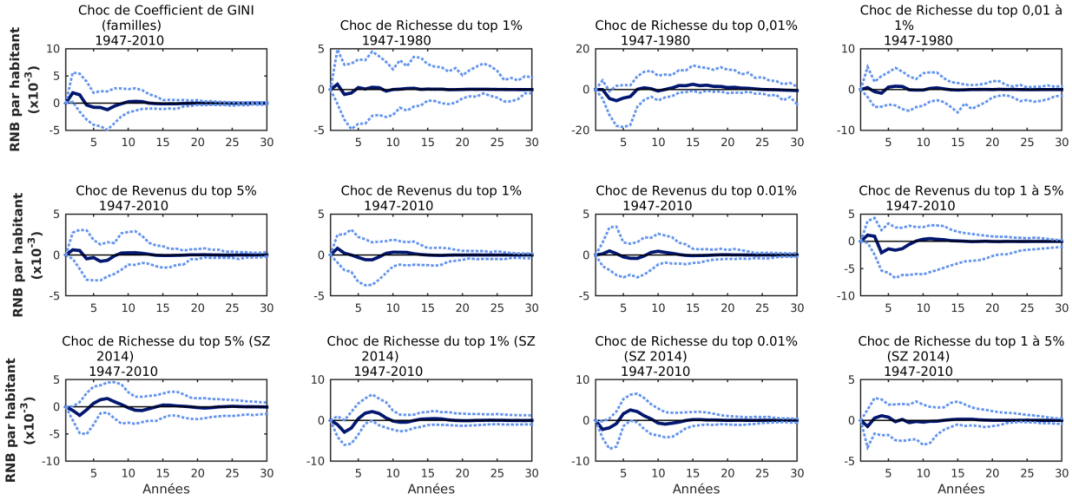

Figure D.14 : Impact indirect des chocs d'inégalités sur le RNB transitant par l'endettement des ménages. Période : 1947 à 2010

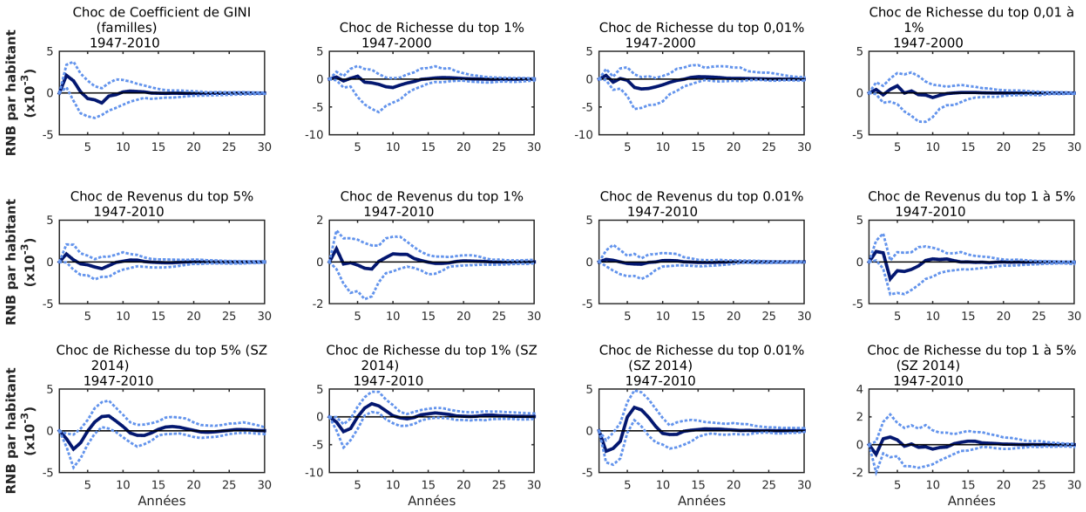

Figure D.15 : Impact indirect des chocs d'inégalités sur le RNB transitant par l'endettement des ménages. Période : 1947 à 2010. IC à 68 % (1 écart-type).

RÉFÉRENCES

Aghion, P., Banerjee, A. et Piketty, T. (1999). Dualism and macroeconomic volatility. *The Quarterly Journal of Economics*, 1359-1397.

Aghion, P., Caroli E. et Carcia-Penalosa. (1999). Inequality and economic growth : The perspective of the new growth theories. *Journal of Economic Literature*, 37(4), 1615-1660.

Alesina, A et Rodrik, D. (1994). Distributive politics and economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, *109*, 465-490.

Alesina, A., Özler, S., Roubini, N. et Swagel, P. (1996). Political instability and economic growth. *Journal of Economic Growth*, *1*(2), 189-211.

Alesina, A. et Perotti, R. (1996). Income distribution, political instability, and investment. *European Economic Review*, *40*(6), 1203-1228.

Atkinson, A. B. et Brandolini, A. (2001). Promise and pitfalls in the use of« secondary » data-sets: Income inequality in OECD countries as a case study. *Journal of Economic Literature*, 771-799.

Atkinson, A. B., Piketty, T. et Saez, E. (2009). Top incomes in the long run of history. National Bureau of Economic Research, Working Paper 15408.

Atkinson, A. B. et Morelli, S. (2010). Inequality and banking crises: A first look. Dans *European Labour Forum in Turin organised by the International Training centre of the International Labour Organization (ILO)*.

Attanasio, O., Hurst, E. et Pistaferri, L. (2012). The evolution of income, consumption, and leisure inequality in the US, 1980-2010. National Bureau of Economic Research. Working Paper 17982

Banerjee, A. V. et Newman, A. F. (1994). Poverty, incentives, and development. *The American Economic Review*, *84*(2), 211-215.

Banerjee, A. V. et Duflo, E. (2003). Inequality and growth: What can the data say? *Journal of Economic Growth*, *8*(3), 267-299.

Barba, A. et Pivetti, M. (2009). Rising household debt: Its causes and macroeconomic implications—a long-period analysis. *Cambridge Journal of Economics*, *33*(1), 113-137.

Barro, R. J. (2000). Inequality and growth in a panel of countries. *Journal of Economic Growth*, *5*(1), 5-32.

Barro, R. J. (1989). Economic growth in a cross section of countries. National Bureau of Economic Research, Working Paper 3120.

Barro, R. J. et Becker, G. S. (1989). Fertility choice in a model of economic growth. *Econometrica*, 481-501.

Becker, G. S., Murphy, K. M. et Tamura, R. (1994). Human capital, fertility, and economic growth. Dans *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education (3rd Edition)* (p. 323-350). The University of Chicago Press.

Ben-David, D. et Papell, D. H. (1995). The great wars, the great crash, and steady state growth: Some new evidence about an old stylized fact. *Journal of Monetary Economics*, *36*(3), 453-475.

Benabou, R. (1996). Inequality and growth. Dans *NBER Macroeconomics Annual 1996, Volume 11* (p. 11-92). MIT Press.

Benhabib, J. et Rustichini, A. (1996). Social conflict and growth. *Journal of Economic Growth*, *1*(1), 125-142.

Bertola, G. (1991). Factor shares and savings in endogenous growth. National Bureau of Economic Research, Working Paper 3851.

Bordo, M. D. et Meissner, C. M. (2012). Does inequality lead to a financial crisis? *Journal of International Money and Finance*, *31*(8), 2147-2161.

Borio, C. E. V. et White, W. R. (2003). Whither monetary and financial stability? The implications of evolving policy regimes. Dans *Proceedings - Economic Policy Symposiom - Jackson Hole, Federal Reserve Bank of Kansas City* (p. 131-211).

Campbell, J. Y. et Perron, P. (1991). Pitfalls and opportunities: what macroeconomists should know about unit roots. Dans *NBER Macroeconomics Annual 1991, Volume 6* (p. 141-220). MIT press.

Cynamon, B. Z. et Fazzari, S. M. (2013). Inequality and household finance during the consumer age. Levy Economics Institute, Working Paper 752.

De La Croix, D. et Doepke, M. (2003). Inequality and growth: why differential fertility matters. *The American Economic Review*, *93*(4), 1091-1113.

Deininger, K. et Squire, L. (1996). A new data set measuring income inequality. *The World Bank Economic Review*, *10*(3), 565-591.

Fitoussi, J.-P. et Saraceno, F. (2010). Inequality and macroeconomic performance. OFCE/POLHIA. Document de travail 2010-13.

Forbes, K. J. (2000). A reassessment of the relationship between inequality and growth. *The American Economic Review*, 869-887.

Galbraith, J. K. (2012). *Inequality and instability: A study of the world economy just before the great crisis*. Oxford University Press.

Galor, O. et Zang, H. (1997). Fertility, income distribution, and economic growth: theory and cross-country evidence. *Japan and the World Economy*, *9*(2), 197-229.

Galor, O. et Zeira, J. (1993). Income distribution and macroeconomics. *The Review of Economic Studies*, *60*(1), 35-52.

Goda, T. et Lysandrou, P. (2014). The contribution of wealth concentration to the subprime crisis: a quantitative estimation. *Cambridge Journal of Economics*, *38*(2), 301-327.

Goda, T., Lysandrou, P. et Stewart, C. (2013). The contribution of US bond demand to the US bond yield conundrum of 2004--2007: An empirical investigation. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, *27*, 113-136.

Grossman, H. I. et Kim, M. (1996). Predation and accumulation. *Journal of Economic Growth*, *1*(3), 333-350.

Gu, X. et Huang, B. (2014). Does inequality lead to a financial crisis? Revisited. *Review of Development Economics*, *18*(3), 502-516.

Hibbs, D. A. (1973). *Mass Political Violence: A Cross-National Causal Analysis*. New-York: Wiley.

Iacoviello, M. (2008). Household debt and income inequality, 1963–2003. *Journal of Money, Credit, and Banking*, *40*(5), 929-965.

Kaldor, N. (1956). Alternative theories of distribution. *The Review of Economic Studies*, *23*(2), 83-100.

Keefer, P. et Knack, S. (2002). Polarization, politics and property rights: Links between inequality and growth. *Public Choice*, *111*(1-2), 127-154.

Kennickell, A. B. et Others. (2009). *Ponds and Streams: Wealth and Income in the US, 1989 to 2007*. Divisions of Research et Statistics and Monetary Affairs, Federal Reserve Board.

King, W. I. et Others. (1930). The national income and its purchasing power. *NBER Books*. Consulté à l'adresse https://ideas.repec.org/b/nbr/nberbk/king30-1.html

Kopczuk, W. (2014). What do we know about evolution of top wealth shares in the United States? National Bureau of Economic Research, Document de travail 20734.

Kopczuk, W. et Saez, E. (2004). Top wealth shares in the united states: 1916-2000: Evidence from estate tax returns. National Bureau of Economic Research, Document de travail 10399.

Kremer, M. et Chen, D. L. (2002). Income distribution dynamics with endogenous fertility. *Journal of Economic Growth, 7*(3), 227-258.

Krueger, D., & Perri, F. (2006). Does income inequality lead to consumption inequality? Evidence and theory. *The Review of Economic Studies, 73*(1), 163-193.

Krueger, D., Perri, F., Pistaferri, L. et Violante, G. L. (2010). Cross-sectional facts for macroeconomists. *Review of Economic Dynamics, 13*(1), 1-14.

Krugman, P. (2009, septembre 2). How did economists get it so wrong? *The New York Times*. Consulté à l'adresse http://www.nytimes.com/2009/09/06/magazine/06Economic-t.html

Kumhof, M. et Rancière, R. (2010). Inequality, leverage and crises. IMF Working Papers, Document de travail 10/268.

Kuznets, S. (1955). Economic growth and income inequality. *The American Economic Review, 45*(1), 1-28.

Kuznets, S., Epstein, L. et Jenks, E. (1941). Front matter, tables of content, preface to« National Income and Its Composition, 1919-1938, Vol. 1 ». Dans *National Income and Its Composition, 1919-1938, Volume I* (p. 33-30). NBER. Cité dans Saez et Zucman (2014).

Li, H. et Zou, H.-F. (1998). Income inequality is not harmful for growth: theory and evidence. *Review of Development Economics, 2*(3), 318-334.

Lloyd-Ellis, H. (2003). On the impact of inequality on productivity growth in the short and long term: a synthesis. *Canadian Public Policy. Analyse de Politiques, 29*, S65.

Lütkepohl, H. (2011). Vector autoregressive models. Dans *International Encyclopedia of Statistical Science* (p. 1645-1647). Springer Berlin Heidelberg.

Maestri, V. et Roventini, A. (2012). Inequality and macroeconomic factors: a time-series analysis for a set of OECD countries. Disponible à *SSRN 2181399*. http://doi.org/10.2139/ssrn.2181399

Magness, P. W. et Murphy, R. P. (2015). Challenging the empirical contribution of Thomas Piketty's Capital in the 21st Century. *Journal of Private Enterprise, Spring*. Consulté le 1er février 2016 à l'adresse http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2554232

Malinen, T. et Others. (2013). Is there a relationship between income inequality and credit cycles? *Society for the Study of Economic Inequality Working Paper Series, 292*.

Mendoza, E. G. et Terrones, M. E. (2008). An anatomy of credit booms: evidence from macro aggregates and micro data. National Bureau of Economic Research, Document de travail 14049.

Mian, A. et Sufi, A. (2010). Household leverage and the recession of 2007--09. *IMF Economic Review*, *58*(1), 74-117.

Osberg, L. (2013). Instability implications of increasing inequality: Evidence from North America. *Economic Modelling*, *35*, 918-930.

Ostry, M. J. D., Berg, M. A. et Tsangarides, M. C. G. (2014). *Redistribution, Inequality, and Growth*. International Monetary Fund.

Panizza, U. (2002). Income inequality and economic growth: Evidence from American data. *Journal of Economic Growth*, *7*(1), 25-41.

Perotti, R. (1993). Political equilibrium, income distribution, and growth. *The Review of Economic Studies*, *60*(4), 755-776.

Perotti, R. (1996). Growth, income distribution, and democracy: what the data say. *Journal of Economic Growth*, *1*(2), 149-187.

Persson, T. et Tabellini, G. (1994). Is inequality harmful for growth? *The American Economic Review*, 600-621.

Perugini, C., Hölscher, J. et Collie, S. (2016). Inequality, credit and financial crises. *Cambridge Journal of Economics*, *40*(1), 227-257.

Philippon, T. (2012). Has the US finance industry become less efficient? On the theory and measurement of financial intermediation. National Bureau of Economic Research, Document de travail 18077

Philippon, T. et Reshef, A. (2009). Wages and human capital in the US financial industry: 1909-2006. National Bureau of Economic Research, Document de travail 14644.

Piketty, T. (1997). The dynamics of the wealth distribution and the interest rate with credit rationing. *The Review of Economic Studies*, *64*(2), 173-189.

Piketty, T. et Saez, E. (2003). Income Inequality in the United States, 1913–1998. *The Quarterly Journal of Economics*, *118*(1), 1-41.

Piketty, T. et Saez, E. (2013). Top Incomes and the Great Recession: Recent Evolutions and Policy Implications. *IMF Economic Review*, *61*(3), 456-478.

Rajan, R. G. (2010). *Fault Lines: How Hidden Fractures Still Threaten The World Economy*. Princeton University Press.

Reinhart, C. M. et Rogoff, K. S. (2008). Is the 2007 US sub-prime financial crisis so different? An international historical comparison. National Bureau of Economic Research, Document de travail 13761.

Reynolds, A. (2007). Has U.S. Income inequality really increased? *Cato Institute Policy Analysis Series*. Consulté le 1er février 2016 à l'adresse http://doi.org/10.2139/ssrn.975670

Runkle, D. E. (1987). Vector Autoregressions and Reality. *Journal of Business & Economic Statistics*, *5*(4).

Saez, E. et Zucman, G. (2014). Wealth inequality in the United States since 1913: Evidence from capitalized income tax data. National Bureau of Economic Research, Document de travail 20625.

Schularick, M. et Taylor, A. M. (2009). Credit booms gone bust: Monetary policy, leverage cycles and financial crises, 1870-2008. National Bureau of Economic Research, Document de travail 15512.

Schwert, G. W. (1989). Tests for unit roots: a Monte Carlo investigation. *Journal of Business Et Economic Statistics*, (7), 147-159.

Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica*, 1-48.

Sims, C. A., Stock, J. H. et Watson, M. W. (1990). Inference in linear time series models with some unit roots. *Econometrica*, 113-144.

Snyder, T. D. (1993). *120 Years of American Education: A statistical Portrait*. DIANE Publishing.

Solt, F. (2009). Standardizing the World Income Inequality Database*. *Social Science Quarterly*, *90*(2), 231-242.

Stiglitz, J. E. (1969). Distribution of income and wealth among individuals. *Econometrica*, 382-397.

Stiglitz, J. E. (2012). Macroeconomic fluctuations, inequality, and human development. *Journal of Human Development and Capabilities*, *13*(1), 31-58.

Stockhammer, E. (2015). Rising inequality as a cause of the present crisis. *Cambridge Journal of Economics*, *39*(3), 935-958.

Svensson, J. (1998). Investment, property rights and political instability: Theory and evidence. *European Economic Review*, *42*(7), 1317-1341.

Sylwester, K. (2000). Income inequality, education expenditures, and growth. *Journal of Development Economics*, *63*(2), 379-398.

Van Treeck, T. (2014). Did inequality cause the US financial crisis? *Journal of Economic Surveys*, *28*(3), 421-448.

Van Treeck, T. et Sturn, S. (2012). *Income Inequality As A Cause Of The Great Recession?: A Survey Of Current Debates*. ILO, Conditions of Work and Employment Branch.

Venieris, Y. P. et Gupta, D. K. (1986). Income distribution and sociopolitical instability as determinants of savings: a cross-sectional model. *The Journal Of Political Economy*, 873-883.

Wunder, T. A. (2012). Income distribution and consumption driven growth: how consumption behaviors of the top two income quintiles help to explain the economy. *Journal Of Economic Issues*, *46*(1), 173-192.