

Cet article est disponible en ligne à l'adresse :

http://www.cairn.info/article.php?ID_REVUE=RECO&ID_NUMPUBLIE=RECO_603&ID_ARTICLE=RECO_603_0749

La montée de l'aversion à l'inégalité. Du temps des anticipations au temps de la déception

par Irena GROSFELD et Claudia SENIK

| Presses de Sciences Po | Revue économique

2009/3 - Volume 60

ISSN 0035-2764 | ISBN 2-7246-3138-8 | pages 749 à 758

Pour citer cet article :

— Grosfeld I. et Senik C., La montée de l'aversion à l'inégalité. Du temps des anticipations au temps de la déception, Revue économique 2009/3, Volume 60, p. 749-758.

Distribution électronique Cairn pour les Presses de Sciences Po.

© Presses de Sciences Po. Tous droits réservés pour tous pays.

La reproduction ou représentation de cet article, notamment par photocopie, n'est autorisée que dans les limites des conditions générales d'utilisation du site ou, le cas échéant, des conditions générales de la licence souscrite par votre établissement. Toute autre reproduction ou représentation, en tout ou partie, sous quelque forme et de quelque manière que ce soit, est interdite sauf accord préalable et écrit de l'éditeur, en dehors des cas prévus par la législation en vigueur en France. Il est précisé que son stockage dans une base de données est également interdit.

La montée de l'aversion à l'inégalité

Du temps des anticipations au temps de la déception

Irena Grosfeld*
Claudia Senik**

Cet article illustre la montée de l'aversion à l'inégalité dans un pays en transition vers le marché. Il explore les attitudes subjectives des citoyens polonais recueillies dans des enquêtes répétées de 1992 à 2005. Il identifie une rupture dans la relation entre inégalité et satisfaction. À une première phase, pendant laquelle l'inégalité des revenus est assimilée à l'élargissement des opportunités, succède une seconde phase marquée par l'impact négatif de l'inégalité sur la satisfaction. Cette évolution coïncide avec la montée, au sein de la population, d'un certain rejet des réformes.

THE EMERGING AVERSION TO INEQUALITY: EVIDENCE FROM LONG SUBJECTIVE DATA

This paper illustrates the emergence of inequality aversion in a transition country. Using a series of Polish cross-section surveys, we identify a structural break in the relationship between income inequality and subjective well-being. Inequality, initially perceived as a positive signal of increased opportunities, starts to undermine satisfaction after a couple of years, when individuals become skeptical about the legitimacy of the enrichment of reform winners. Satisfaction then stops following the ascension of national income.

Classification JEL : C25, D31, D63, I30, P20, P26.

INTRODUCTION

L'inégalité des revenus réduit-elle le bénéfice de la croissance ? Si le développement économique s'accompagne de la montée des inégalités (Kuznets [1955]) et si cela détériore le bien-être économique, ce phénomène pourrait constituer l'un des éléments de l'énigme de la croissance sans bonheur (Easterlin [2001]). Le lien entre inégalité et bien-être a fait l'objet de nombreux travaux empiriques. Certains ont mis en évidence les effets délétères des inégalités à travers différents canaux : pures préférences égalitaires, envie, corruption, criminalité (Alesina et

* Paris School of Economics (PSE), CNRS. *Correspondance* : PSE, 48 boulevard Jourdan, 75014 Paris. *Courriel* : grosfeld@pse.ens.fr

** Paris School of Economics et Université Paris-Sorbonne. *Correspondance* : PSE, 48 boulevard Jourdan, 75014 Paris. *Courriel* : senik@pse.ens.fr

Nous remercions le CEPREMAP pour son soutien financier. Malgorzata Kalbarczyk et Jolanta Sommer ont effectué un travail considérable de préparation des données.

Une version plus complète de cet article peut être consultée sous la forme de document de travail : « The Emerging Aversion to Inequality. Evidence from Poland 1992-2005 », *PSE Working Paper*, 2008-19, *William Davidson Institute Working Paper* 919, *IZA Discussion Paper* 3484.

Perroti [1996] ; Alesina, Di Tella et MacCulloch [2004]). D'autres ont montré que l'attitude des citoyens vis-à-vis des inégalités dépendait plus précisément de leurs croyances et de leur préférences relativement au processus de formation des revenus et à la mobilité sociale (Alesina et La Ferrara [2005] ; Alesina et Angeletos [2005] ; Fong [2001]).

Dans le même esprit, Hirschman et Rothschild [1973] ont suggéré que la tolérance aux inégalités devait être pensée comme un phénomène dynamique. Ainsi, dans une phase initiale de développement, les habitants d'un pays peuvent-ils tolérer, voire apprécier, la différenciation des revenus, à condition qu'elle soit synonyme à leurs yeux d'accroissement des opportunités et d'amélioration future pour tous. Mais si cette promesse de prospérité partagée n'est pas tenue, la tolérance des inégalités peut se muer en un rejet qui risque d'englober le processus de développement tout entier.

Un certain nombre de travaux s'est attaché, ces dernières années, à illustrer l'existence de phénomènes informationnels à la Hirschman. Ils montrent qu'au sein d'un groupe professionnel, les revenus d'autrui peuvent être interprétés non pas uniquement comme une aune de comparaison, mais également comme une source d'information relative aux perspectives ouvertes aux membres du groupe (Senik [2004, 2008] ; Clark, Kristensen et Westergård-Nielsen [2008]). Il s'agit de phénomènes typiques du premier moment de l'évolution décrite par Hirschman. Le présent article propose pour la première fois une illustration du passage au second moment du scénario esquissé par Hirschman, le passage du temps des anticipations au temps de la déception, une fois l'incertitude dissipée et la stratification sociale rigidifiée.

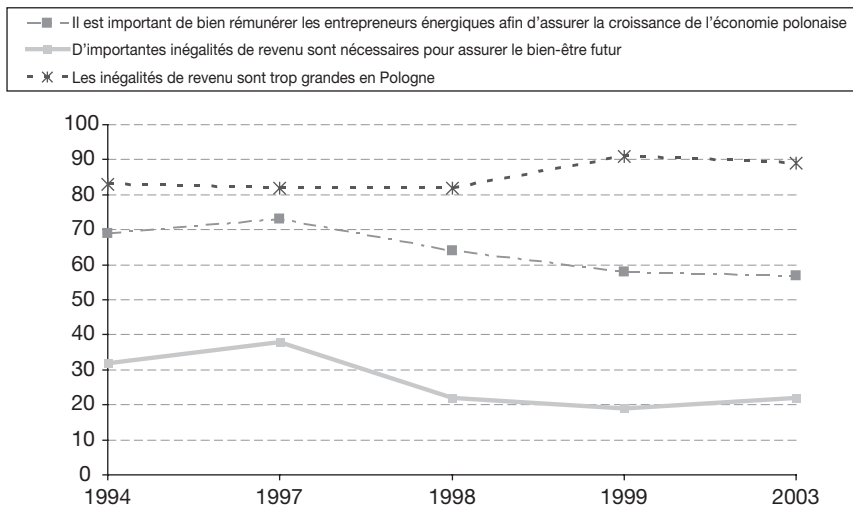
Nous interprétons ainsi l'évolution que l'on observe depuis quelques années dans les pays d'Europe centrale et orientale. Engagés depuis 1990 dans un processus de transition vers le marché, ces pays ont connu une croissance soutenue accompagnée d'une forte différenciation des revenus. Si la phase initiale de transition a pu ressembler à une gigantesque redistribution des cartes au résultat très incertain, il est vraisemblable qu'au terme de plus de dix années de transition, les citoyens des pays de l'Est ont acquis une idée plus précise du nouveau régime économique et de leur propre place dans la société. Quel jugement portent-ils alors sur le fonctionnement de la société et sur la répartition des revenus ? « Lassitude face aux réformes », « désenchantement » (Kornai [2006] ; Desai et Olofsgård [2006]), de nombreux indices suggèrent que certains pays en transition se trouvent dans la deuxième partie d'un scénario à la Hirschman. Malgré de réelles avancées dans la construction d'institutions démocratiques et de marché, malgré une croissance économique ininterrompue, malgré l'adhésion à l'Union européenne et à l'OTAN, l'opinion publique a connu un revirement vers la fin de la dernière décennie du XX^e siècle. Des partis populistes ont été conduits au pouvoir sur la base d'un discours exprimant le mécontentement populaire, la critique des réformes et la méfiance vis-à-vis des élites dirigeantes, perçues comme égoïstes et corrompues (Brainerd [1998] ; Milanovic [1998, 1999] ; Kornai [2006] ; Krastev [2007]).

Une enquête du Centre de recherches sur l'opinion publique (CBOS) polonais montre que les attitudes égalitaires gagnent du terrain à partir de 1997 (graphique 1) : la part de ceux qui considèrent que « le gouvernement devrait réduire les différences entre les hauts et les bas salaires » et que « les inégalités de revenu sont trop importantes en Pologne » augmente ostensiblement. À l'inverse, le poids de ceux qui estiment que « les entrepreneurs énergiques devraient être bien rémunérés afin d'assurer la croissance de l'économie polonaise », ou que « les inéga-

lités économiques sont nécessaires au progrès économique » décroît de manière spectaculaire. Le même schéma ressort de l'enquête New Europe Barometer¹ : le poids des individus qui jugent que « les revenus devraient être égalisés de manière à ce qu'il n'y ait plus de grands écarts de revenu » plutôt que « les réalisations individuelles devraient déterminer la rémunération des gens ; les plus productifs devaient être payés davantage » s'est constamment élevé, passant de 24 % en 1992 à 32 % en 1998, puis à 54 % en 2004. Une autre enquête du CBOS [2004] permet de mesurer la fraction de la population qui considère la corruption comme un problème important (graphique 2). Ce sentiment augmente considérablement au cours de la période étudiée, atteignant 75 % des personnes interrogées en 2004. Ainsi, de manière générale, il semble qu'au sein de la population polonaise, le jugement porté sur le processus de répartition du revenu national se soit fortement détérioré, avec un point d'inflexion particulier aux alentours de l'année 1997.

Cet article se propose de tester empiriquement, sur données polonaises, l'idée d'un tournant à la Hirschman dans les pays en transition. Il repose sur l'exploitation de données individuelles, issues d'une série d'enquêtes auprès d'un échantillon représentatif de la population, sous forme de coupes transversales bi-mensuelles, couvrant l'intégralité de l'expérience de transition en Pologne. Notre principale variable expliquée est la satisfaction autodéclarée par les individus concernant la situation de l'économie polonaise (« satisfaction macroéconomique »). Nous exploitons également deux autres variables subjectives. L'une porte sur la satisfaction des enquêtés vis-à-vis des conditions de vie de leur ménage (satisfaction privée), l'autre porte sur les anticipations des agents concernant les conditions de vie de leur ménage dans le futur proche (anticipations privées).

Graphique 1. *Opinions sur l'inégalité : Pologne 1994-2003 (en %)*

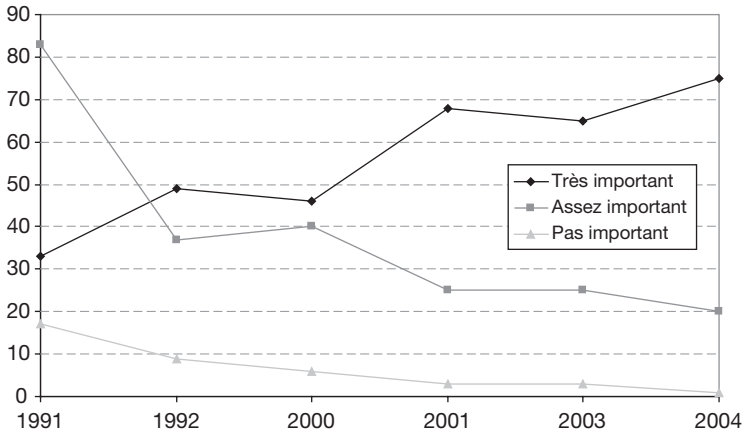


Pourcentage d'individus qui se déclarent d'accord avec les énoncés indiqués en légende.

Source : CBOS [2003].

1. Le questionnaire et les statistiques descriptives sont disponibles sur le site <http://www.abdn.ac.uk/cspp/nebo.shtml>. Ces enquêtes sont conduites par le Centre for the Study of Public Policy at the University of Aberdeen.

Graphique 2. La corruption est-elle un problème important en Pologne ? (en %)



« À votre avis, à quel point la corruption est-elle un problème important en Pologne : très important/assez important/pas très important/pas important ».

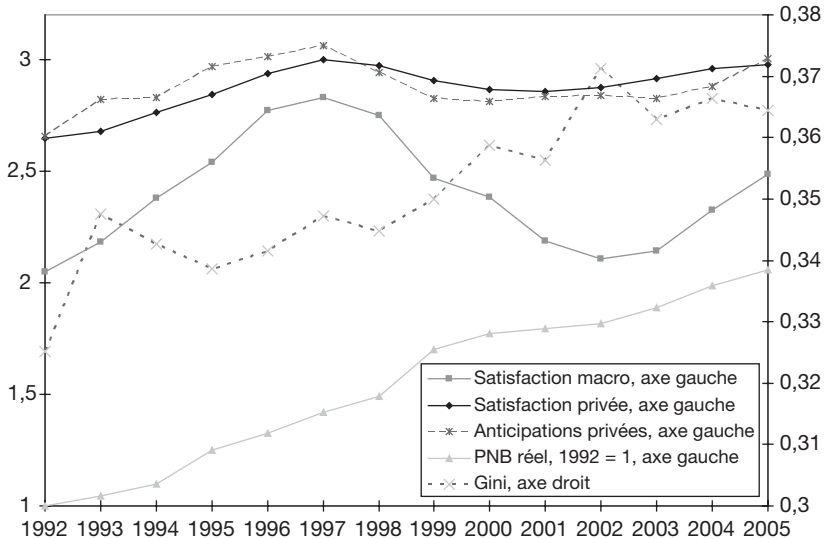
Source : CBOS [2004].

Un coup d'œil aux données brutes (graphique 3) révèle la forme surprenante de la « satisfaction macroéconomique » : alors que le revenu national et l'indice de Gini ne cessent de croître sur la période, la satisfaction macroéconomique suit une courbe en forme de cloche. La satisfaction et les anticipations privées suivent une trajectoire similaire, mais de moindre amplitude. Elles présentent la même inflexion au milieu des années 1990, et la même reprise aux alentours de 2001 – peut être due au fait que l'inégalité diminue. Ainsi, l'allure du revenu national, de l'inégalité et de la satisfaction subjective des citoyens polonais évoquent-elle fortement le deuxième moment du scénario esquissé par Hirschman et Rothschild.

Cet article met en évidence l'existence d'une rupture dans la relation entre inégalité des revenus et satisfaction, sans imposer de date, mais en identifiant la discontinuité de manière endogène. Les tests conduisent à identifier un point de rupture à la fin de l'année 1996. Par conséquent, nous estimons la relation entre inégalité et satisfaction de part et d'autre de cette date. Les estimations montrent que l'inégalité favorise initialement la satisfaction macroéconomique mais la réduit dans un second temps. La relation entre inégalité et anticipations obéit à une logique semblable : dans une première phase, l'inégalité est associée à des anticipations optimistes ; dans une seconde phase, elle cesse d'affecter les anticipations, comme si elle avait perdu sa valeur informationnelle aux yeux de la population. Enfin, l'inégalité réduit significativement la satisfaction privée dans la seconde période, après 1996, alors qu'elle n'exerçait aucun effet avant cette date.

La section suivante présente les données utilisées, la troisième section, la stratégie empirique et la quatrième section, les résultats.

Graphique 3. Variables de satisfaction, PNB réel et indice de Gini, 1992-2005 (moyennes annuelles)



DONNÉES

Les données utilisées proviennent d'enquêtes individuelles menées par le centre de recherche sur l'opinion publique (CBOS) en Pologne¹. Nous exploitons 84 enquêtes réalisées auprès d'un échantillon représentatif de la population adulte, comprenant entre 1 000 et 1 300 entretiens par enquête, sur la période 1992-2005 (six enquêtes par an). Nous choisissons d'étudier la période s'ouvrant en 1992, date à laquelle la croissance reprend, après deux ans de récession « transformationnelle » (Blanchard et Kremer [1997]). L'enquête recèle les informations socio-démographiques classiques (âge, sexe, éducation, lieu de résidence, situation sur le marché du travail, profession). En matière de revenu, la variable la plus complète et la mieux renseignée est le revenu net total mensuel du ménage (par tête). Cette mesure inclut l'ensemble des revenus perçus par le ménage, y compris les salaires, primes, rémunérations régulières et occasionnelles ainsi que les transferts sociaux de tous types. Les enquêtés indiquent leur revenu net total moyen sur les trois derniers mois. Nous exploitons cette variable de revenu en la déflatant à l'aide de l'indice mensuel des prix à la consommation publié par le bureau central des statistiques (GUS). L'enquête contient également des questions « subjectives ». Nous en exploitons trois :

- Satisfaction macroéconomique : *Comment évaluez-vous la situation économique en Pologne ?* Une réponse au choix parmi cinq : *très mauvaise/mauvaise/bonne ni mauvaise/bonne/très bonne.*

1. La structure de l'échantillonnage est décrite au http://www.cbos.pl/EN/About_us/design.shtml.

- Satisfaction privée : *Comment vivez-vous, vous et votre famille ?* Une réponse au choix parmi : *très mal/mal/ni bien ni mal/bien/très bien.*
- Anticipations privées : *Pensez-vous que l'an prochain, vous et votre famille vivrez :* Une réponse au choix parmi *beaucoup moins bien qu'aujourd'hui/un peu moins bien/pareil/un peu mieux/beaucoup mieux qu'aujourd'hui.*

Nous intégrons à la base du CBOS des séries macroéconomiques de source officielle (GUS) : PNB annuel, indices des prix mensuels et annuels, taux de chômage mensuel. Nous calculons l'indice de Gini d'inégalité des revenus sur la base de chaque coupe transversale, obtenant ainsi un indice « de haute qualité » selon les critères définis par Deininger et Squire [1996] puisqu'il s'agit d'un indice calculé sur la base d'échantillons représentatifs de la population et prenant en compte toutes les sources de revenu possibles.

Les statistiques descriptives des variables utilisées sont présentées dans l'annexe de Grosfeld et Senik [2008]. De 1992 à 2005, l'économie polonaise a connu un taux de croissance moyen de 4.4 %. Plus précisément, le revenu national a crû à un taux de 5,3 % entre 1992 et 1997, puis de 3,7 % après 1997. Parallèlement, le taux de chômage national s'élevait de 13 % en 1992 à 18 % en 2005, tandis que l'indice de Gini augmentait de 0.32 au début de l'année 1992, à 0.38 à la fin de l'année 2005.

APPROCHE EMPIRIQUE

Nous examinons la possibilité d'une rupture structurelle dans la relation entre satisfaction individuelle et inégalité, sans imposer la date de cette rupture mais en l'identifiant de manière endogène. L'équation estimée est la suivante :

$$S_{it} = a_T \text{Gini}_t + b_1 X_{it} + b_2 \gamma_T + b_3 \text{tendance} + b_4 v_j + e_{it}. \quad (1)$$

Où S_{it} est la satisfaction de l'individu i à la date t (satisfaction macroéconomique, satisfaction privée ou anticipations privées) ; Gini_t est une mesure d'inégalité des revenus calculée sur chaque coupe transversale ; X_{it} représente les caractéristiques socioéconomiques de l'individu i à la date t : âge, âge au carré, sexe, éducation, profession, statut d'emploi, revenu du ménage par tête et région de résidence ; γ_T est un vecteur d'indicatrices d'année qui capturent les fluctuations macroéconomiques de nature à affecter tous les individus simultanément ; v_j un vecteur d'indicatrices de région et e_{it} le terme d'erreur. La tendance est incluse de manière à neutraliser les covariations possibles entre les grandeurs d'intérêt au cours de la période étudiée.

Les variables de satisfaction étant ordinales, nous estimons l'équation (1) à l'aide d'un modèle de logit ordonné. Nous regroupons toutes les observations issues des différentes coupes transversales et corrigeons les erreurs types de l'autocorrélation potentielle des observations au sein d'une même coupe (cluster). Cette précaution est nécessaire afin d'éviter de surestimer la significativité des variables exogènes plus agrégées que la variable expliquée (Moulton [1986]).

Nous testons l'hypothèse selon laquelle le coefficient associé à l'indice de Gini (a_T) est le même sur toute la période (1992-2005). Nous utilisons un modèle de changement structurel partiel en contraignant les coefficients des

autres variables explicatives à rester identiques sur toute la période. Si l'hypothèse nulle est rejetée, nous identifions le point de rupture. Plus précisément, la structure du test que nous menons est la suivante :

$$H0: a_T = a^* \text{ for all } T$$

$$H1: a_T = a_1 \text{ for } T = 1992, \dots, T^B$$

$$a_T = a_2 \text{ for } T = T^B + 1, \dots, 2005.$$

Pour chaque valeur de T^B de 1993 à 2004, nous calculons la statistique de Wald et comparons la valeur maximale avec la valeur critique adéquate tirée de Andrews [1993]. Si la statistique de *sup-Wald* est inférieure à la valeur critique, le test ne rejette pas l'hypothèse nulle d'absence de rupture. Si la valeur maximale de la statistique de Wald est supérieure à la valeur critique, le test rejette l'hypothèse nulle d'égalité des coefficients à toutes les périodes. Nous séparons alors l'échantillon en deux parties de part et d'autre du point de rupture identifié et menons un test de constance du paramètre au sein de chaque sous-échantillon. Si l'hypothèse de constance n'est pas rejetée, nous estimons alors l'équation (1) séparément sur les deux sous-échantillons.

RÉSULTATS

Après avoir vérifié que la structure de la satisfaction était classique au sens de l'influence de l'âge, du revenu, de l'éducation, etc. (voir Di Tella, MacCulloch et Oswald [2003]), nous tentons d'identifier une discontinuité dans la relation entre inégalité de revenu et attitudes subjectives. Concernant la satisfaction macro-économique, la valeur la plus élevée du test de Wald est 16,93 ; elle correspond à la date $T^B = 1996$ (la valeur critique est de 8,85 à 5 %, trimming à 15 %). Pour la relation entre anticipations privées et inégalité, la valeur du test de *sup-Wald* est de 9,86 et correspond également à la date $T^B = 1996$ (trimming à 15 %).

Nous n'identifions pas de rupture entre satisfaction privée et inégalité des revenus. Cependant, si nous imposons la dernière période de 1996 comme point de rupture, un simple test de Wald conduit à rejeter l'hypothèse d'égalité entre les coefficients associés à l'indice de Gini sur les deux périodes (1992-1996 et 1997-2005). Ce dernier test, fondé sur une date exogène, est moins puissant que les précédents, c'est pourquoi nous considérons les résultats portant sur la satisfaction privée avec davantage de circonspection. Enfin, nous réalisons un test de constance des paramètres sur chacun des sous-échantillons (suivant Bai et Perron [1998]) et n'identifions aucune autre rupture.

Le tableau 1 présente l'estimation de l'équation (1) pour les trois variables de satisfaction considérées, sur les deux sous-périodes 1992-1996 et 1997-2005. L'impact de l'indice de Gini sur l'évaluation de la situation économique du pays est significativement positif avant 1997 (colonne 1) puis significativement négatif après cette date (colonne 2). L'inégalité exerce un impact positif sur les anticipations privées jusqu'en 1997 (colonne 3), puis cesse d'exercer une influence significative au-delà de cette date (colonne 4). Ce résultat suggère que les inégalités ont pu être initialement interprétées comme le signe annonciateur de nouvelles opportunités, mais ont par la suite perdu cette valeur informationnelle aux yeux de la population. Enfin, si l'inégalité est initialement sans influence

significative sur la satisfaction privée (colonne 5), elle exerce un impact significativement négatif au cours de la seconde période (colonne 6). Ainsi, l'interprétation de l'inégalité semble-t-elle avoir changé au cours de la période, avec un point de retournement en 1997.

Tableau 1. Une rupture dans la relation entre inégalité et satisfaction. Logit ordonné.

	Satisfaction macroéconomique		Anticipations privées		Satisfaction privée	
	1992-1996	1997-2005	1992-1996	1997-2005	1992-1996	1997-2005
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Gini	6,402*** [2,100]	- 6,199*** [2,170]	8,981*** [2,156]	0,258 [1,352]	0,627 [0,898]	- 2,844** [1,397]
Nombre d'observations	30 520	43 061	27 115	40 435	32 357	45 335
Chi2	3 240 601	9 383	31 416	41 941	18 861	26 526
Pseudo R2	0,06	0,06	0,02	0,04	0,10	0,12
Log likelihood	- 34 891,44	- 50 214,02	- 32 677,07	- 44 364,70	- 34 828,81	- 47 973,66

Notes : Les variables expliquées sont les réponses données aux questions suivantes. Satisfaction macroéconomique : *Comment évaluez-vous la situation économique en Pologne ?* Une réponse au choix parmi cinq : 1. très mauvaise... 5. très bonne ». Satisfaction privée : *Comment vivez-vous, vous et votre famille ?* Une réponse au choix parmi cinq : 1. Très mal... 5. Très bien. Anticipations privées : *Pensez-vous que l'an prochain, vous et votre famille vivrez :* Une réponse au choix parmi cinq : 1. beaucoup moins bien qu'aujourd'hui... 5. beaucoup mieux qu'aujourd'hui.
Contrôles : âge, âge au carré, sexe, éducation, lieu de résidence, statut sur le marché du travail, profession, indicatrices de région, indicatrices d'années, tendance. Les indices de Gini sont calculés sur la base de chaque coupe transversale. Cluster des erreurs types par coupe transversale. *** significatif au seuil de 1 %, ** 5 %, * 10 %.

Le déclin de la satisfaction, notamment macroéconomique, est-il réellement dû à la montée de l'inégalité des revenus, et non pas à d'autres évolutions inobservées ? Pour s'en assurer, nous avons estimé l'influence d'autres variables macroéconomiques telles que le niveau et le taux de croissance du revenu national, le taux de chômage (national et régional) et le taux d'inflation. L'inclusion successive de ces variables ne modifie pas les résultats précédents. Nous avons également vérifié que l'inclusion d'indicatrices de mois ne modifiait pas les résultats, excluant ainsi l'hypothèse selon laquelle les résultats seraient dus à la variation saisonnière des grandeurs examinées. Enfin, nous avons vérifié que les résultats étaient insensibles à l'utilisation de mesures alternatives de l'inégalité : indices de Gini calculés pour chaque type de résidence (grandes villes/petites villes/campagne) ou écart type du revenu réel des ménages au sein de chaque coupe (voir Grosfeld et Senik [2008]). Notons que la part des dépenses sociales dans le revenu national est restée à peu près stable depuis 1997 : on ne peut donc attribuer l'influence croissante des inégalités de revenu à l'affaiblissement des transferts sociaux qui permettent d'en compenser les effets.

CONCLUSION

La perception de l'inégalité des revenus a visiblement changé de nature au cours de la période de transition connue par la Pologne. Initialement interprétée comme un signe d'accroissement des possibles, l'inégalité s'est muée en un

motif d'insatisfaction et de rejet des élites dirigeantes. Cette évolution pourrait augurer une certaine modification de la politique économique de ces pays. Aux yeux de la « vieille Europe », les pays d'Europe centrale et orientale exercent une concurrence fiscale inquiétante depuis le début de leur transition vers une économie de marché. Cet article indique que, dans certains pays de la région, les préférences relatives à la redistribution pourraient avoir évolué, au terme d'une dizaine d'années de transition, non pas dans le sens d'un égalitarisme affaibli comme le suggèrent Alesina et Fuchs-Schuendeln [2007], mais au contraire dans le sens d'une plus forte aversion aux inégalités. Peut-être cela permet-il d'espérer davantage de convergence au sein de l'Europe en matière de politique fiscale.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- ALESINA A. et FUCHS-SCHUENDELN N. [2007], « Good Bye Lenin (or not?) – The effect of communism on people's preferences », *American Economic Review*, 97, p. 1507-1528.
- ALESINA A. et LA FERRARA E. [2005], « Preferences for redistribution in the land of opportunities », *Journal of Public Economics* 89, p. 897-931.
- ALESINA A. et PEROTTI R. [1996], « Income distribution, political instability, and investment », *European Economic Review*, 40 (6), p. 1203-1228.
- ALESINA A., DI TELLA R. et MACCULLOCH R. [2004], « Inequality and happiness: Are Europeans and Americans different? », *Journal of Public Economics*, 88, p. 2009-2042.
- ANDREWS D.W.K. [1993], « Test for parameter instability and structural change with unknown change point », *Econometrica*, 61 (4), p. 821-856.
- BAI J. et PERRON P. [1998], « Estimating and testing linear models with multiple structural changes », *Econometrica*, 66 (1), p. 47-78.
- BLANCHARD O. et KREMER M. [1997], « Disorganization », *Quarterly Journal of Economics*, 112 (4), p. 1091-1127.
- BRAINERD E. [1998], « Winners and losers in Russia's economic transition », *American Economic Review*, 88, p. 1094-1116.
- CBOS [2003], *Attitudes towards income inequality*, Varsovie.
- CBOS [2004], *The perception of corruption in Poland*, Varsovie.
- CLARK A., KRISTENSEN N. et WESTERGÅRD-NIELSEN N. [2008], « Job Satisfaction and Co-worker Wages: Status or Signal? », *Economic Journal*, (à paraître).
- CLARK A., FRIJTERS E. et SHIELDS M. [2008], « Relative Income, Happiness and Utility: An Explanation for the Easterlin Paradox and Other Puzzles », *Journal of Economic Literature*, 46, p. 95-144.
- DEININGER K. et SQUIRE L. [1996], « A new data set measuring income inequality », *World Bank Economic Review*, 10 (3), p. 565-591.
- DESAI R. M. et OLOFGÅRD A. [2006], « Political constraints and public support for market reform », *IMF Staff Papers*, 53.
- DI TELLA R., MACCULLOCH R. et OSWALD A. [2003], « The macroeconomics of happiness », *Review of Economics and Statistics*, 85 (4), p. 809-827.
- EASTERLIN R. [2001], « Income and happiness: a unified theory », *Economic Journal*, 111, p. 1-20.
- FONG Ch. [2001], « Social preferences, self-interest, and the demand for redistribution », *Journal of Public Economics*, 82, p. 225-246.
- FREEDOM HOUSE [2005], « Nations in Transit », <http://www.freedomhouse.org/>
- GROSFELD I. et SENIK C. [2008], « The Emerging Aversion to Inequality. Evidence from Poland 1992-2005 », PSE Working Paper 2008-19, William Davidson Institute Working Paper, n° 919, IZA Discussion Paper 3484.

- HIRSCHMAN A. et ROTHSCCHILD M. [1973], « The changing tolerance for income inequality in the course of economic development », *Quarterly Journal of Economics*, 87, p. 544-566.
- KORNAI J. [2006], « The great transformation of Central Eastern Europe », *Economics of Transition*, 14 (2), p. 207-244.
- KRASTEV I. [2007], « The strange death of the liberal consensus », *Journal of Democracy*, 18 (4).
- KUZNETS S. [1955], « Economic growth and income inequality », *American Economic Review*, 45 (1), p. 1-28.
- MILANOVIC B. [1998], « Income, inequality, and poverty during the transition from planned to market economy. The first comprehensive review of social effects of transition in 18 countries », *World Bank Regional and Sectoral Studies*.
- MILANOVIC B. [1999], « Explaining the increase in inequality during the transition », *Economics of Transition*, 7 (2), p. 299-341.
- MOULTON B.R. [1986], « Random group effects and the precision of regression estimates », *Journal of Econometrics*, 32 (3), p. 385-397.
- SENIK C. [2004], « When information dominates comparison. Learning from Russian subjective panel data », *Journal of Public Economics*, 88 (9-10), p. 2099-2133.
- SENIK C. [2008], « Ambition and jealousy. Income interactions in the “old” Europe versus the “new” Europe and the United States », *Economica*, 75 (299), p. 495-513.