

ARIANE PAILHÉ<sup>1</sup>

# LA HAUSSE DES INÉGALITÉS SALARIALES EN EUROPE CENTRALE AU COURS DE LA TRANSITION

**RÉSUMÉ.** Alors que dans les économies administrées, l'éventail des gains était relativement étroit, vu la faiblesse des écarts de salaires inter-catégoriels, la transition engagée en Europe centrale (Hongrie, Pologne, République tchèque, Slovaquie) à la fin des années quatre-vingt a provoqué une rapide montée des inégalités salariales. En moins de cinq ans, la dispersion des revenus salariaux a fortement progressé, conduisant à un creusement des écarts de gains entre travailleurs manuels et non manuels, mais aussi au sein de chaque catégorie de travailleurs.

Après avoir examiné l'évolution des rémunérations au cours de ces premières années de la transition, cette étude recourt à l'estimation de fonctions de gain pour analyser la structure salariale qui se dessine et repérer ainsi les facteurs à l'origine de la croissance des inégalités salariales. Celle-ci

résulte en fait de forces contraires. D'un côté, la progression du rendement de l'éducation, le développement de la propriété privée et étrangère, la valorisation plus forte des qualifications non manuelles contribuent à accentuer les inégalités ; de l'autre, la baisse du rendement de l'expérience et de l'ancienneté jouent en faveur de leur réduction.

Les transformations opérées dans les structures salariales montrent que le marché du travail est devenu plus concurrentiel au cours de la transition. Cependant, certaines inerties révèlent aussi la persistance, dans les entreprises, de pratiques héritées du passé. Les salaires sont toujours déterminés en grande partie par un ensemble de règles et de procédures administratives.

*Classification JEL : J31*

1. ARIANE PAILHÉ est attachée d'enseignement à l'Université de Reims — Champagne-Ardenne et membre du ROSES, laboratoire du CNRS spécialisé dans l'analyse des économies en transition (e-mail : pailhe@univ-paris1.fr).

La détermination des salaires était l'un des éléments les plus rigides des économies planifiées, le fonds de salaire obligatoire pour toutes les entreprises étant déterminé de manière centralisée, en grandeur absolue<sup>2</sup>. Cette régulation administrative des salaires visait à contrôler la masse salariale et les disparités de revenus, à conserver l'équilibre entre le pouvoir d'achat de la population et la masse de biens de consommation disponibles. Elle était également utilisée pour procéder à l'allocation de la main-d'œuvre, ceci afin de résorber les problèmes de pénurie de travail.

La société socialiste visant à réduire les inégalités, les écarts de salaire devaient être faibles et fondés sur la contribution au travail de chacun. Les salaires étaient théoriquement fondés sur le principe de Marx « à chacun selon son travail » ; ils devaient donc être proportionnels à la quantité et à la qualité de travail, elle-même liée à la qualification. En pratique, la hiérarchie salariale reflétait cependant les priorités politiques et économiques. La volonté politique d'homogénéisation de la société et de valorisation de la classe ouvrière a ainsi déterminé le resserrement des écarts de salaires entre travailleurs manuels et non manuels<sup>3</sup>. La conception normative du rôle joué par l'industrie lourde dans le développement économique général, elle, un élargissement de l'éventail des salaires entre secteurs.

Les changements institutionnels profonds générés dans les premières années de la transition devraient provoquer une transformation brutale des structures salariales. Ainsi, le rejet de l'idéologie égalitariste, la décentralisation des négociations salariales, les changements technologiques stimuleraient une montée des inégalités de salaire. Mais les restructurations engagées, qui conduisent notamment à une modification de la répartition de l'emploi entre secteurs et selon le type de propriété, modifieraient également les salaires relatifs. Au total, si le lien entre rémunération et caractéristiques productives se durcit et si les salaires sont un instrument de réallocation des ressources, les écarts de salaires devraient se creuser, et les salaires relatifs entre secteurs se transformer.

Cet article analyse dans quelle mesure les premières années de la transition ont affecté la hiérarchie des salaires en Europe centrale (Hongrie, Pologne, République tchèque, Slovaquie) et comment, en amont, elles ont modifié les mécanismes de fixation des salaires. Dans un premier temps, il met en lumière l'évolution des gains relatifs en Europe centrale depuis les années soixante-dix. Puis, pour déterminer les mécanismes de fixation des salaires au cours de la transition, il présente, pour chacun des pays étudiés, une estimation des fonctions de gain en coupe instantanée.

2. Une régulation plus indirecte a néanmoins été instaurée en Hongrie à partir de 1968 et en Pologne durant les années quatre-vingt. En Hongrie, l'Etat central déterminait la rémunération moyenne de l'entreprise alors que les entreprises polonaises étaient libres d'établir les salaires, leur croissance étant contenue par des contrôles fiscaux indirects.

3. Le travail productif, par opposition au travail improductif, génère donc la valeur, et la croissance économique reposait sur l'effort de ceux travaillant directement à la production.

# L'évolution des inégalités dans les pays d'Europe centrale

L'analyse, au regard de données macro-économiques, montre quelle était la distribution des gains dans les économies de type soviétique (ETS), puis son évolution dans la période de transition (ENCADRÉ 1). Pour mesurer la dispersion des gains, elle recourt aux indicateurs traditionnellement retenus : coefficient de variation, coefficient de Gini et rapport interdécile. Ces indicateurs, faciles à interpréter, permettent de classer les pays selon le degré d'inégalité.

ENCADRÉ 1

Sources statistiques

Les sources statistiques disponibles se composent des recensements exhaustifs des gains mensuels des salariés à plein temps réalisés annuellement par les centres nationaux de statistiques. Elles recensent les gains mensuels (nets en Pologne et Tchécoslovaquie, bruts en Hongrie) des salariés à plein temps, soit le salaire de base plus les primes et les rémunérations d'heures supplémentaires. Les primes périodiques sont converties en leur équivalent mensuel, sauf en Tchécoslovaquie. Les avantages en nature ne sont pas comptabilisés ; le montant des prestations en nature étant corrélé avec les revenus, leur non prise en compte sous-estime les inégalités réelles. La population salariée exclut les apprentis, les travailleurs à domicile, les stagiaires, les emplois saisonniers d'étudiants et les personnes en congé de maternité. Toutes les activités sont couvertes, à l'exception de l'armée. Ces enquêtes ne concernent que les travailleurs du secteur socialisé, le secteur privé est pris en compte à partir de 1991 en Pologne<sup>4</sup>, de 1992 en Hongrie<sup>5</sup>. Les enquêtes ne recensent les salaires que dans les entreprises employant plus de six salariés en Pologne, 25 en Tchécoslovaquie<sup>6</sup> et 50 en Hongrie<sup>7</sup>. Cette non prise en considération des petites entreprises peut sous-estimer les inégalités, les salaires étant positivement corrélés avec la taille des entreprises.

Nous disposons en outre de données d'enquêtes sur les salaires horaires réalisées par un institut de statistiques privé (Trexima) pour le compte du ministère du Travail et coordonnées par le centre de statistiques en République tchèque et en Slovaquie<sup>8</sup>, et de données salariales non publiées de l'enquête sur la force de travail en Pologne.

4. Le secteur socialisé n'employait que les 2/3 de la main-d'œuvre en Pologne en 1989. Dans le tiers restant, 70 % travaillait dans l'agriculture privée (3,6 millions de personnes). Le biais peut ainsi apparaître comme substantiel.

5. Avant 1970, les données publiées se limitaient au « secteur d'Etat », soit les entreprises et les fermes de propriété d'Etat. Les coopératives ont été intégrées en 1970 dans les données, qui ont désormais couvert le « secteur socialisé ». En janvier 1982, l'entreprise privée a été autorisée, celles ayant une identité légale ont été incluses dans les statistiques. En janvier 1988, les entreprises d'Etat employaient 86,6 % de la main-d'œuvre, les coopératives 11,6 % et le secteur privé 1,6 %.

6. Les données concernaient les entreprises de 100 salariés et plus, avant 1992.

7. Avant 1990, les données ne concernaient que les entreprises de 50 salariés et plus (en 1988 les entreprises de moins de 50 salariés employaient 3,3 % de la main-d'œuvre).

8. Cette enquête, réalisée par sondage et correspondant aux exigences de l'Eurostat, est réalisée dans des organisations sans égard à leurs dimensions, dans toutes les branches de toutes les régions, englobant toutes les formes de propriété et toutes les formes juridiques. Tous les employés de l'entreprise sont interrogés. Nous disposons de l'ensemble des résultats de l'enquête réalisée en République tchèque au second trimestre 1995 auprès de 440 organisations employant au total 321277 personnes. L'échantillon a été élargi en 1997 à environ 1000 entreprises. Nous ne disposons que des données de l'enquête pilote réalisée en Slovaquie en septembre 1995, qui a été menée dans 50 organisations auprès de 32281 salariés.

## Un éventail de salaires étroit en économie planifiée

Les écarts de revenu étaient relativement resserrés dans les Economies centralement planifiées (ECP), même si les réformes engagées dans les années quatre-vingt en Pologne et en Hongrie avaient accru la dispersion des gains. Si les écarts inter-catégoriels étaient faibles, les écarts intra-catégoriels étaient relativement élevés (TABLEAU 1).

TABLEAU 1

Dispersion des salaires en Europe centrale dans la période socialiste				
	C95/C5	D9/D1	Indice de Gini	Coefficient de variation
<b>Hongrie</b>				
1970	3,90	2,80	0,229	0,446
1980	3,12	2,39	0,197	0,380
1986	3,56	2,64	0,221	0,445
<b>Pologne</b>				
1970	4,54	3,15	0,232	0,446
1978	4,23	3,05	0,242	0,466
1982	3,13	2,35	0,202	0,423
1987	3,87	2,76	0,226	0,453
<b>Tchécoslovaquie</b>				
1970	3,03	2,46	0,198	0,368
1979	3,09	2,46	0,196	0,357
1989	3,21	2,43	0,198	0,343
<b>Tchéquie</b>				
1987	3,17	2,44	0,198	-
1989	3,24	2,42	0,198	-
<b>Slovaquie</b>				
1987	2,45	3,1	0,194	-
1989	2,42	3,15	0,196	-

Source : Atkinson & Micklewright (1992) tableaux PE1, CSE1, HE1.

Alors qu'en Tchécoslovaquie la dispersion des gains était relativement étroite à la fin des années quatre-vingt, elle approchait celle de certains pays occidentaux en Pologne et en Hongrie. Ainsi, on ne constate pas de différence inter-systémique en matière de dispersion salariale. Pour les années 78-80, la dispersion des gains était du même ordre en Pologne, au Royaume-Uni et en Belgique d'une part, en Hongrie et en RFA, d'autre part<sup>9</sup>.

9. Le coefficient de variation s'établissait en effet dans l'industrie à 0,41 en Belgique et 0,35 en RFA en 1978, à 0,44 dans l'ensemble de l'économie britannique en 1980 (Redor, *op. cit.*).

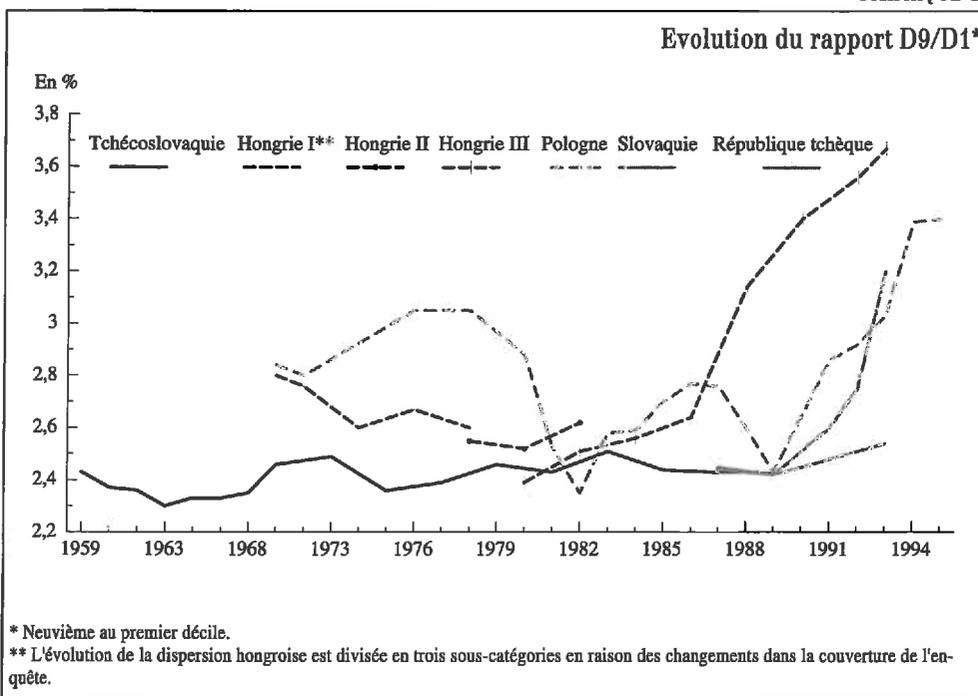
Les différences de couverture de l'enquête expliquent en partie les différences entre pays d'Europe centrale (PEC). Ainsi les gains des travailleurs des coopératives agricoles, peu élevés, n'étaient pas recensés en Tchécoslovaquie alors qu'ils représentaient 10 % de la main-d'œuvre ; par contre, ils étaient inclus en Hongrie, hormis ceux issus des fermes privées. Les données hongroises s'appliquaient également au secteur privé, contrairement à la Pologne. De même, la non prise en compte des primes annuelles en Tchécoslovaquie peut expliquer en partie les plus faibles inégalités relatives. L'imparfaite couverture des données (ENCADRÉ 1) laisse penser que les inégalités réelles n'étaient pas si faibles en Tchécoslovaquie, et qu'elles excédaient celles de certains pays occidentaux dans les deux autres PEC.

L'analyse du rapport du neuvième au premier décile (D9/D1) ainsi que du 95ème au 5ème centile (C95/C5) permet d'observer les revenus relatifs et de situer dans quelles parties, notamment les plus extrêmes de la distribution des gains, les inégalités sont alors les plus prononcées. C'est en Pologne que la position des salariés au bas de l'échelle des rémunérations était la plus défavorable. Le premier décile percevait ainsi 60,9 % du salaire médian, alors qu'il en recevait 62,0 % en Hongrie et 63,2 % en Tchécoslovaquie.

Hormis en Tchécoslovaquie où elle a été remarquablement stable, la dispersion des gains a évolué au cours des décennies soixante-dix et quatre-vingt (GRAPHIQUE 1). Elle a ainsi diminué en Hongrie jusqu'au début des années

GRAPHIQUE 1

## Evolution du rapport D9/D1\*



Sources : A. B. Atkinson, J. Micklewright, 1992 (tableaux PE1, CSE1, HE1) ; *Distribution des revenus dans l'économie en septembre, 1996*, GUS, (Central Statistical Office of Poland, en polonais) ; Trexima, 1995 ; *Salaires relatifs dans l'économie nationale, 1994*, KSH (Hungarian Central Statistical Office, en hongrois).

quatre-vingt, puis s'est creusée, en raison de la radicalisation des réformes. En Pologne, la dispersion des revenus a amplement fluctué : elle a augmenté dans les années soixante-dix, mais la signature des Accords de Gdansk en août 1980 a conduit à une réduction de la distribution salariale, à la demande du syndicat Solidarité<sup>10</sup>. La dispersion des gains s'est élargie à partir de 1982, une politique d'augmentation relative des gains des travailleurs non manuels étant introduite, puis a diminué à partir de 1988. La position des déciles inférieurs s'est ainsi améliorée significativement entre 1980 et 1982, le premier décile gagnant 59 % du salaire médian en 1980, 66 % deux ans plus tard<sup>11</sup>. Ce taux a néanmoins accusé une nouvelle baisse, retombant à 61 % en 1987. Ces variations soulignent le poids des objectifs politiques et l'efficacité de la régulation administrative des salaires sur la hiérarchie salariale dans les ECP.

**UN RESSERREMENT DES ÉCARTS INTER-CATÉGORIELS.** Avant la transition, le resserrement de la dispersion des revenus résultait principalement d'un rétrécissement des écarts inter-catégoriels. La structure des salaires dans les pays socialistes était en effet marquée par de faibles écarts entre les gains moyens des travailleurs manuels et non manuels. Ainsi, en 1980, les travailleurs non manuels gagnaient-ils, en moyenne, seulement 13 % de plus que les travailleurs manuels en Hongrie, et 5 % de plus en Pologne<sup>12</sup>. En rapportant la somme du carré des écarts (SCE) des moyennes des gains des travailleurs manuels et non manuels à la SCE totale, Redor (1988) montre en particulier que la catégorie de travailleurs (manuels/non manuels) ne représentait que 2 % de la variabilité des gains en Hongrie, 0,2 % en Pologne<sup>13</sup>. Ceci reflète le choix politique d'effacer les différences de classes, mentionné en introduction.

**DES ÉCARTS INTRA-CATÉGORIELS ÉLEVÉS.** La dispersion des gains inter-catégorielle étant réduite, les inégalités globales s'expliquaient par une forte dispersion intra-catégorielle. La dispersion des gains des travailleurs manuels, assez semblable à celle des travailleurs non manuels en Pologne et en Hongrie en 1980 (TABLEAU 2), était ainsi relativement élevée ; elle excédait notamment celle des économies occidentales. En revanche, celle des travailleurs non manuels était significativement inférieure<sup>14</sup>, ce qui constituait une caractéristique propre au système de type soviétique : c'est par une contraction des revenus des travailleurs non manuels que s'effectuait la réduction des inégalités.

10. La baisse de la dispersion des gains semble néanmoins être exagérée, la fiabilité des données pouvant être remise en question sur cette période.

11. Atkinson & Micklewright (1992) reprennent les données des enquêtes sur la distribution des gains réalisées par les offices centraux de statistiques en couvrant toutes les années disponibles de 1970 à la fin des années quatre-vingt. Nous ne reproduisons ici que certaines années.

12. En France, ils gagnent, en 1978, 70 % de plus, en RFA 38 %, en Belgique 49 % et au Royaume-Uni 18 % (Redor, *op. cit.* ; Falus-Szikra, 1987).

13. Elle représente 30 % de la variabilité en France, 17 % en RFA.

14. Le coefficient de variation des gains des travailleurs manuels dans l'industrie est en effet égal à 25 % en Belgique, 27 % en France et en RFA en 1978. Pour les travailleurs non manuels, il s'élève respectivement à 45 %, 53 % et 37 % (Redor, 1988).

TABLEAU 2

Dispersion des salaires entre travailleurs manuels et travailleurs non manuels			
	D9/D1	Indice de Gini	Coefficient de variation
Hongrie (1980)			
Travailleurs manuels	2,5	0,20	0,36
Travailleurs non manuels	2,7	0,22	0,40
Pologne			
Travailleurs manuels			
1970	2,73		
1980	2,8	0,23	0,42
1982	2,17		
Travailleurs non manuels			
1970	3,97		
1980	2,97		
1982	2,47	0,23	0,42

Source : Redor (1988), tableau 2, p 60-61 pour 1980 ; GUS, 1990.

**DES ÉCARTS DE SALAIRE SELON LE SEXE.** À la fin des années quatre-vingt, le salaire féminin représente en moyenne 70 % du salaire des hommes dans chacun des pays étudiés (TABLEAU 3), ce qui correspond à l'écart observé dans les pays occidentaux<sup>15</sup>. Alors que l'écart de gains entre hommes et femmes est resté relativement stable en Slovaquie, sur l'ensemble de la période socialiste, il a diminué dans les autres pays entre le début de la décennie soixante-dix et la fin des années quatre-vingt, particulièrement en Hongrie. Cependant, c'est en Hongrie que le secteur informel, qui embauchait en majorité des hommes, était le plus développé, cachant ainsi une plus forte disparité des gains entre hommes et femmes.

TABLEAU 3

	Salaires mensuels bruts moyens des femmes				
	1970a	1979b	1987c	1989d	1994e
Hongrie	65,4	71,1	73,9	74,1	80,3
Pologne	67,4	65,8	68,2	70,9	76,3
République tchèque	66,5	68,2	69,7	70,5	75,4
Slovaquie	68,3	69,2	71,0	70,8	77,2

a : 1972 en Pologne, b : 1980 en Hongrie ; c : 1985 en Pologne, 1986 en Hongrie ; d : 1987 en Pologne, 1988 en Hongrie ; e : 1995 en Slovaquie et en Pologne.

Source : Atkinson & Micklewright (1992) (données reprises dans les annuaires statistiques nationaux) pour les années pré-transition. Les données de 1994 et 1995 pour les Républiques tchèque et slovaque sont tirées des enquêtes réalisées par Trexima. GUS, *Zatrudnienie w gospodarce narodowej według wysokości wynagrodzenia za wrzesień* (distribution des revenus dans l'économie en septembre), 1996. HCSO, *Statistical yearbook of Hungary*, 1995.

15. C'est ainsi plus qu'au Royaume-Uni (63,9 % en 1980) ou aux Etats-Unis (56,5 % en 1979), mais moins qu'au Danemark (78,7 % en 1978), et du même ordre de grandeur que ce l'on observe en France, Belgique ou RFA (68 % en 1978) (Redor, *op. cit.*).

En Tchécoslovaquie, pays où la distribution globale des revenus était *a priori* la plus égalitaire, les écarts de gains selon le sexe étaient les plus élevés. Il semble donc que les hommes étaient concentrés dans le haut de la hiérarchie des gains, alors que les femmes se trouvaient groupées dans les tranches inférieures de l'échelle des revenus.

Par ailleurs, la dispersion des gains était plus élevée pour les hommes, particulièrement en Pologne (TABLEAU 4). Alors que, dans les années quatre-vingt, les inégalités de rémunérations ont augmenté parallèlement pour les travailleurs des deux sexes en Hongrie, la dispersion des gains a diminué pour les femmes et augmenté pour les hommes en Pologne. En revanche, en Tchécoslovaquie <sup>16</sup>, dans un environnement global de stabilité des écarts de gains dans les années quatre-vingt, la dispersion des gains féminins s'est accrue, alors qu'elle a diminué pour les hommes, de sorte que les inégalités de salaire étaient en 1989 plus fortes entre femmes qu'entre hommes. En 1989, le coefficient de variation s'élevait, par exemple, en Slovaquie, à 33,6 % pour les hommes et 34,6 % pour les femmes.

TABLEAU 4

Dispersion des salaires selon le sexe dans la période socialiste					
		C95/C5	D9/D1	Indice de Gini	Coefficient de variation
<b>Hongrie</b>					
Hommes	1970	3,17	2,35	0,201	0,397
	1980	2,95	2,26	0,186	0,367
	1986	3,38	2,47	0,210	0,432
Femmes	1970	3,04	2,37	0,200	0,382
	1980	2,85	2,26	0,184	0,355
	1986	3,10	2,39	0,200	0,385
<b>Pologne</b>					
Hommes	1972	3,62	2,60	0,215	0,415
	1985	3,84	2,65	0,239	0,560
Femmes	1972		2,37	0,194	0,365
	1985	2,82	2,24	0,175	0,321
<b>Tchécoslovaquie</b>					
Hommes	1970	2,73	2,07	0,166	0,312
	1979	2,72	2,08	0,167	0,300
	1989	2,71	2,11	0,162	0,287
Femmes	1970	2,54	1,95	0,157	0,303
	1979	2,60	2,01	0,164	0,308
	1989	2,89	2,06	0,166	0,312

Source : Atkinson & Micklewright (1992), tableaux PE2, CSE2, HE2.

16. L'indice de Gini est en 1989 le même pour les femmes tchèques et slovaques (0,31), il s'établit respectivement à 0,162 et 0,285 pour les hommes (Banque mondiale).

Ces observations laissent supposer qu'en Pologne le fort degré d'inégalité entre hommes expliquait une large part de la dispersion générale des gains, alors que dans les deux autres pays, notamment en Tchécoslovaquie, le sexe était un facteur déterminant de la dispersion. Ces hypothèses sont confirmées par les travaux de Redor (*op. cit.*) qui, en décomposant la SCE du logarithme des gains, calcule que la part de la variabilité totale des gains expliquée par l'écart de rémunération entre hommes et femmes s'élevait à 30 % en Tchécoslovaquie en 1970, à 25 % en Hongrie en 1980, et seulement à 14 % en Pologne en 1961. Le poids de la variable sexe dans l'explication des écarts de gain étant du même ordre en Tchécoslovaquie, au Royaume-Uni, en Hongrie et en RFA, il n'existait aucune originalité systémique au niveau des écarts de rémunérations selon le sexe.

L'analyse de la dispersion des gains en Europe centrale montre d'une part, que les pays socialistes ne constituaient pas un ensemble homogène, d'autre part que les variations temporelles étaient substantielles. La date choisie comme année de base pour les comparaisons avec la période de transition est donc déterminante, tant pour les comparaisons internationales que temporelles. Pour la Hongrie, 1986 a été retenu car l'introduction de l'impôt sur le revenu des personnes physiques en 1988 s'est accompagnée d'une augmentation des revenus. Pour la Pologne, 1987 a été choisi car les inégalités ont été anormalement faibles durant les deux dernières années qui ont précédé la transition ; cette année est donc représentative du milieu de la décennie quatre-vingt. La dispersion des revenus étant stable en ex-Tchécoslovaquie, 1989 est l'année de référence.

### L'élargissement de la dispersion des salaires au cours de la transition

La transition a généré d'importants bouleversements dans la détermination des salaires. Face aux profonds chocs sur les prix, tels la libéralisation des prix, l'abolition des subventions, les dévaluations et l'accroissement des rentes de monopole des entreprises, les gouvernements ont tenté d'éviter les dérapages inflationnistes par le contrôle de la progression salariale (ENCADRÉ 2). Cette régulation salariale a connu un vif succès dans chacun des pays, les salaires réels moyens ayant reculé, entre 1989 et 1996, de 25 % en Hongrie, 24 % en Pologne, 22 % en Slovaquie et 1 % en République tchèque (TABLEAUX 5 et 6).

ENCADRÉ 2

#### La nouvelle régulation salariale

Durant les premières années de la transition, la politique salariale, héritée de l'ancien régime, est restée centralisée, une croissance excessive des salaires par rapport à la norme étant pénalisée fiscalement. Puis, elle a été progressivement libéralisée. Les normes sont désormais établies au niveau national par une négociation tripartite entre représentants de l'Etat, des travailleurs et des employeurs.

En HONGRIE, la libéralisation de la régulation salariale s'est effectuée graduellement de 1989 à 1992, parallèlement à une diminution des entreprises concernées. En 1989 et 1990, les

entreprises étaient libres d'augmenter les salaires, mais toute évolution était imposée à hauteur de 50 %\*. À partir de 1991, la taxation est devenue plus libérale, les augmentations de salaire inférieures à 18 % n'étant pas imposées. Cette imposition a été abolie en 1992 et remplacée par un système de négociations salariales à plusieurs niveaux. Le Conseil National de Réconciliation des Intérêts (CRI) fournit depuis des lignes directrices, mais non coercitives, quant aux évolutions maximales, minimales et moyennes des salaires au niveau national. Les négociations au niveau de la branche sont encore peu développées, celles au sein de l'entreprise sont beaucoup plus libres grâce à l'augmentation du nombre d'organisations de travailleurs\*\*.

En POLOGNE, la libéralisation de la politique salariale s'est effectuée en trois phases. En 1990, la « Popiwek », une régulation du fonds de salaire total des entreprises par l'Etat, a été introduite. Ce type de contrôle a conduit à licencier des travailleurs pour pouvoir augmenter les salaires. Le rythme rapide des pertes d'emploi menaçant le consensus social nécessaire à la transition, en janvier 1991, la régulation a été remplacée par un contrôle du salaire moyen de l'entreprise. Des taxes pénalisent alors les entreprises qui franchissent les limites de progression des salaires. En cas de dépassement inférieur à 3 %, la masse salariale excédentaire est taxée à 100 %, l'imposition s'élève à 200 % pour un dépassement compris entre 3 % et 5 %, et à 500 % s'il est supérieur à 5 % (la pénalité sera ramenée à 400 % en 1992 puis à 300 % en 1993 pour un dépassement de 6 %). Le contrôle des salaires est aboli à partir de janvier 1995 et un nouveau système de négociations collectives au niveau national est alors instauré. La Commission Tripartite Nationale pour les Affaires Sociales et Economiques élabore désormais une cible maximale de croissance des salaires qui sert de base dans les négociations collectives des entreprises publiques et privées de plus de 50 salariés. Si la norme maximale est dépassée alors que les performances de l'entreprise se détériorent, les directeurs des entreprises publiques peuvent être licenciés ou voir leurs primes supprimées.

La régulation salariale en TCHÉCOSLOVAQUIE s'est concrétisée, dès sa mise en œuvre en 1991, par un contrôle sur le taux de salaire moyen, et non sur la masse salariale, pour toutes les entreprises, sauf les sociétés privées employant moins de 25 salariés. La croissance salariale autorisée visait à réduire les salaires moyens trimestriels de 10 %. Si la croissance du salaire moyen dépassait la norme de 3 %, la sanction s'élevait à 200 % de la masse salariale excédentaire. Si le dépassement se montait à 5 %, la pénalité atteignait 750 %. Les salaires réels ayant chuté en 1991 plus fortement que la productivité et que la production réelle, et le consensus syndical étant dissous, la régulation salariale a été partiellement libéralisée en 1992. La première moitié de l'année n'est couverte par aucune politique salariale, l'accord n'étant obtenu que pour la seconde moitié de 1992. La croissance des salaires autorisée est désormais fondée sur l'évolution de l'inflation anticipée. Seules les entreprises publiques sont concernées, et sont par ailleurs divisées en deux groupes selon le rapport profit avant impôt sur production atteint en 1991. Le premier groupe est autorisé à accroître les salaires moyens de 10 %, le second de 15 %, les sanctions étant identiques à celles de 1991. Les facteurs tels que la performance des entreprises ou leur contrainte budgétaire sont ainsi devenus déterminants dans la régulation salariale.

En RÉPUBLIQUE TCHÈQUE, la régulation salariale est abolie au premier semestre 1993, le gouvernement se réservant néanmoins le droit d'imposer des mesures de régulation spécifiques à une entreprise en cas de croissance supérieure à 5 % par rapport à la norme implicite. Une régulation salariale explicite est réintroduite au second semestre afin de contrecarrer les excès. Les entreprises, publiques, comme les sociétés privées de plus de 24 salariés, dont la croissance du salaire

moyen dépassent de 15 % l'augmentation de leurs ventes sont pénalisées. Un régime opaque d'exceptions, notamment liées aux efforts de restructurations de l'entreprise, a cependant nui à l'efficacité de cette régulation\*\*\*. Le contrôle central n'a été réellement aboli qu'en juillet 1995. Les négociations collectives au niveau national n'ont eu qu'un rôle consultatif, qui a diminué au gré de l'assouplissement de la régulation salariale. Les négociations de branche sont demeurées marginales, à l'image du nombre moyen d'accords annuels signés, soit environ 30, et du nombre d'entreprises concernées (465 en 1993, 68 en 1994, 0 en 1995). Les négociations d'entreprises ont vu leur poids s'élever, elles ont concerné ainsi 30 % des salariés en 1995.

En SLOVAQUIE, la régulation salariale a été tout aussi discontinuée. Abandonnée en 1993, pour être réintroduite au second semestre 1994, elle concerne alors les entreprises à majorité publique, les propriétés des fonds d'investissements ou du Fonds des Biens nationaux\*\*\*\*, et distingue les entreprises selon qu'elles sont profitables ou pas. La régulation est levée en 1995, la Commission Tripartite se réservant le droit d'intervenir en cas de croissance salariale « inadéquate ».

\* En furent exemptées les entreprises dont la masse salariale ne dépassait pas 20 millions de forints, celles dont la valeur ajoutée augmentait deux fois plus que la masse salariale et les entreprises à participations étrangères dont la valeur dépassait 5 millions de forints ou dont la part de capitaux étrangers était supérieure à 20 %.

\*\* Il y a eu ainsi en 1994 12 accords de branche, et 490 accords d'entreprise touchant près de 30 % de la main-d'œuvre selon des données officielles incomplètes. Le nombre d'accords d'entreprise était de 394 en 1993.

\*\*\* Les exemptions à la régulation salariale étaient nombreuses, 95 % des requêtes auprès du ministère du Travail et des Affaires sociales étant acceptées. Peu d'entreprises ont par ailleurs payé les sanctions.

\*\*\*\* Les petites entreprises de moins de 25 salariés et les entreprises avec plus de 30 % de capital étranger ne sont pas sujettes à la régulation.

TABLEAU 5

	Evolution annuelle du salaire réel moyen							
	En %							
	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996
Hongrie	0,8	-3,7	-7	-1,4	-3,9	7,2	-12,2	-6,7
Pologne	11,6	-24,4	-0,3	-2,7	-2,9	0,5	3,1	6,2
République tchèque	0,8	-5,5	-26,3	10,3	3,7	7,7	7,7	8,0
Slovaquie	1,4	-6,1	-25,2	8,7	-4,3	3,7	4,7	8,2

Source : Nations-Unies, Commission économique pour l'Europe, 1997.

TABLEAU 6

	Evolution du salaire réel moyen (1989=100)						
	En %						
	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996
Hongrie	96,3	89,6	88,3	84,9	91,0	79,9	74,5
Pologne	75,6	75,1	73,0	70,9	71,3	71,5	75,9
République tchèque	94,5	69,6	76,7	79,6	85,8	92,4	99,8
Slovaquie	94,9	71,0	77,2	66,8	69,3	72,5	78,4

Source : Nations-Unies, Commission économique pour l'Europe, 1997 ; données du ministère du Travail tchèque, calculs de l'auteur.

**L'ÉVOLUTION DE LA DISPERSION DES SALAIRES.** La diminution globale du niveau moyen des salaires réels s'est doublée très rapidement d'un approfondissement de la dispersion des gains (GRAPHIQUE 1 et TABLEAU 7). La distribution des revenus s'est fortement élargie dans chacun des pays, plus faiblement en Slovaquie où elle ne s'est creusée qu'à partir de 1994. Cependant, ce retard semble en partie provenir d'un problème de données statistiques : le rapport inter-décile slovaque de 1989 est supérieur à celui de la République tchèque alors que la dispersion des gains était homogène dans l'ancienne Tchécoslovaquie. La dispersion des gains de l'année de référence étant surestimée, l'accroissement des inégalités salariales est, lui, sous-estimé.

TABLEAU 7

Dispersion des salaires dans la période de transition			
	D9/D1	Indice de Gini	Coefficient de variation
<b>Pologne</b>			
1987	2,76	0,226	0,453
1988	2,60	0,214	0,408
1989	2,43	0,205	0,433
1991	2,86	-	0,519
1993	3,03	-	0,582
1995	3,39	0,291	0,678
<b>Hongrie</b>			
1986	2,64	0,221	0,45
1990	4,87	0,291	-
1993	5,62	0,315	0,74
<b>République tchèque</b>			
1989	2,42	0,198	34,2
1991	2,6	0,212	37,5
1995	3,70	0,282	57,9
<b>Slovaquie</b>			
1989	3,15	0,196	39,0
1993	3,13	0,197	-
1995	-	-	48,9

Source : Banque mondiale, SCT database.

GUS, *Zatrudnienie w gospodarce narodowej według wysokości wynagrodzenia za wrzesień* (distribution des revenus dans l'économie en septembre), 1995.

CSÚ, *Casové rady základních ukazatelů statistiky práce (1948-1995)*, 1996 (données du travail sur longue période).

SSÚ, *Práce a mzdy zaměstnanost a nezaměstnanost v SR podle výsledku výběrového setření pracovních sil jaro, 1995* (données des enquêtes sur la force de travail, moyenne annuelle).

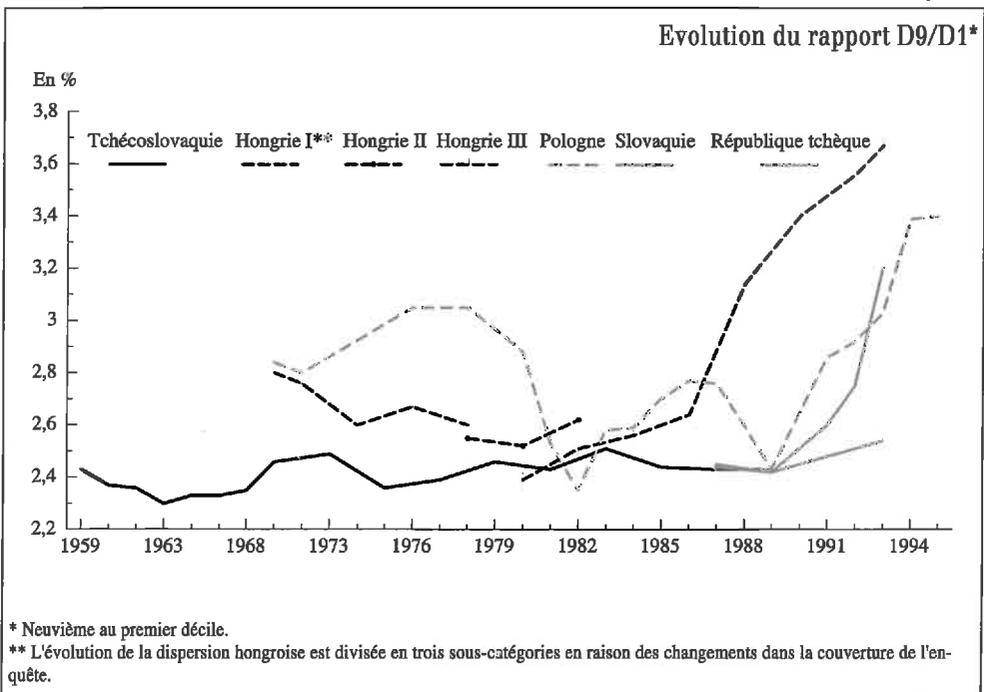
KSH, *Kereseti árnyok a nemzetgazdaságban* (salaires relatifs dans l'économie nationale), 1994.

En 1993, c'est en Hongrie que les disparités sont les plus élevées, suivie par la Pologne, la République tchèque puis la Slovaquie. Dès cette année, les inégalités ont atteint en Hongrie le niveau de pays occidentaux comme la Suède ou l'Allemagne, cet accroissement des inégalités se reflétant dans le coefficient de Gini qui a progressé de 42,5 % entre 1986 et 1993. La politique macro-écono-

mique gradualiste de la Hongrie aurait donc conduit à un approfondissement des inégalités plus important que les thérapies de choc tchèque et polonaise. Le creusement des disparités a néanmoins été marqué en Pologne et en République tchèque, le coefficient de Gini augmentant respectivement de 28,8 % entre 1987 et 1995 et 29,8 %, entre 1989 et 1993. Les inégalités étant déjà élevées avant la transition en Hongrie et Pologne, c'est en République tchèque que l'accroissement annuel a été le plus vif. Les données annuelles disponibles pour la Pologne traduisent la hausse régulière des inégalités salariales jusqu'en 1994, celle-ci se tassant en 1995. L'examen de données postérieures permettrait de vérifier si les inégalités tendent à se fixer avec la stabilisation économique.

Les écarts entre revenus extrêmes se sont accrus, notamment en Hongrie où le neuvième décile est plus de cinq fois supérieur au premier. L'accroissement de l'écart est dû à une progression du nombre de ceux touchant de bas revenus, mais surtout du nombre de personnes gagnant de hauts revenus. Ainsi, alors qu'en 1987 seulement 0,6 % des Tchèques gagnaient un salaire 2,5 fois supérieur à la médiane, ils étaient 2,89 % en 1993. En Hongrie, ils étaient 6,67 % en 1993, pour 3,51 % en 1988. En outre, 3,75 % des Tchèques avaient un salaire égal à la moitié du salaire médian en 1987, pour 4,99 % en 1993.

GRAPHIQUE 1



Sources : A. B. Atkinson, J. Micklewright, 1992 (tableaux PE1, CSE1, HE1) ; Distribution des revenus dans l'économie en septembre, 1996, GUS, (Central Statistical Office of Poland, en polonais) ; Trexima, 1995 ; Salaires relatifs dans l'économie nationale, 1994, KSH (Hungarian Central Statistical Office, en hongrois).

La position des déciles inférieurs est demeurée relativement stable, malgré le faible rôle joué par le salaire minimum, introduit dans chaque pays <sup>17</sup>. Dans chaque pays, le cinquième centile dépassait la moitié du salaire médian, hormis en Hongrie où il en représentait 47,2 % en 1993. Il a relativement progressé en Slovaquie, où il atteignait 61,6 % du salaire médian en 1993, pour 55,9 % en 1987 <sup>18</sup>.

**LES ÉCARTS INTER ET INTRA CATÉGORIELS.** C'est au niveau de la dispersion inter-catégorielle que l'on assiste surtout à un renversement de la situation passée. Ainsi en Hongrie, les travailleurs manuels gagnaient-ils, en 1991, en moyenne 72,8 % de plus que les non manuels, 96,2 % de plus en 1994 (Lado, *in* Vaughan-Whitehead, 1995). De même, la dispersion intra-catégorielle s'est accrue, principalement parmi les travailleurs non manuels (TABLEAU 8). Les écarts

TABLEAU 8

## Dispersion inter-catégorielle des salaires au cours de la transition

Pologne	D9/D1	Coefficient de variation
Travailleurs manuels		
1991	2,85	0,440
1995	3,32	0,508
Travailleurs non manuels		
1991	2,81	0,578
1995	3,34	0,757

Source : GUS, *Zatrudnienie w gospodarce narodowej według wysokości wynagrodzenia za wrzesień* (distribution des revenus dans l'économie en septembre), 1996.

Hongrie	Coefficient de variation
Travailleurs manuels	
1993	0,46
1994	0,53
Travailleurs non manuels	
1993	0,65
1994	0,70

Sources : KSH, *Kereseti arányok a nemzetgazdaságban* (salaires relatifs dans l'économie nationale), 1994. Calculs de l'auteur à partir de HCSO, *Statistical yearbook*, 1995.

17. Un salaire minimum avait été introduit en Hongrie dès les réformes économiques de 1968, mais son poids était relativement faible, il était déterminé unilatéralement par le gouvernement et a été ajusté cinq fois de 1971 à 1988. À partir de 1989, il est fixé par la négociation tripartite. Malgré des réévaluations fréquentes et un ajustement au salaire moyen jusqu'en 1992, son niveau demeure en deçà du minimum de subsistance. Il ne joue donc qu'un rôle marginal. Ainsi le salaire le plus bas des fonctionnaires est considérablement supérieur au salaire minimum (18500 Ft et 12200 Ft respectivement en 1992) (Lado, 1995).

Le salaire minimum a été introduit dans les Républiques tchèque et slovaque au début de 1991. Il demeure à un niveau très bas et n'a été réévalué qu'en 1992 en République tchèque, qu'en 1992 et 1994 en Slovaquie. Sa valeur réelle se dégrade ainsi chaque année et celui-ci perd de sa signification. La part des employés rémunérés au salaire minimum est ainsi de 4,5 % en janvier 1995 en Slovaquie (Vaughan-Whitehead, 1995). En Pologne, le salaire minimum est généralement révisé trois à cinq fois par an, en fonction de l'inflation. La relation salaire minimum-salaire moyen est ainsi stable sur la période 1992-1995 (il représente entre 41 et 43 % du salaire moyen). La Pologne est donc le seul pays dans lequel le salaire minimum semble jouer un rôle significatif de protection des revenus les plus faibles.

18. Banque mondiale, *SCT database*.

entre revenus extrêmes ont néanmoins progressé parallèlement. C'est par conséquent dans les tranches de gains centrales que la dispersion s'est accrue plus sensiblement pour les travailleurs non manuels.

En Hongrie, la progression de la dispersion intra-catégorielle a affecté également les deux catégories de travailleurs mais, inversement à la Pologne, la dispersion des gains des travailleurs manuels s'est accrue plus fortement que celle des travailleurs non manuels.

**LES ÉCARTS DE SALAIRES SELON LE SEXE.** Les écarts de rémunération entre hommes et femmes semblent avoir diminué au cours de la transition. Au milieu des années quatre-vingt-dix, c'est en Hongrie que le salaire moyen des femmes est le plus proche de celui des hommes : il en représente alors environ 80 %. Au cours des premières années de la transition, la dispersion des gains est supérieure pour les hommes, hormis en Slovaquie. Ainsi, en Hongrie, le coefficient de variation s'élève à 64 % pour les hommes, à 54 % pour les femmes en 1993, et respectivement à 71 % et 65 % en 1994 <sup>19</sup>. En Slovaquie, il se monte, au second trimestre 1995, à 46,6 % pour les hommes et à 46,2 % pour les femmes <sup>20</sup>. Le rapport entre neuvième et premier décile atteint, au deuxième trimestre 1995, 2,41 pour les hommes et 2,20 pour les femmes en République tchèque <sup>21</sup>, respectivement 2,30 et 2,25 en Slovaquie. La dispersion des gains masculins y est donc supérieure à celle des femmes aux extrêmes de la distribution des revenus, alors que la distribution des gains féminins est plus élevée au centre de la hiérarchie des revenus. Alors qu'en Pologne le coefficient de variation a évolué de façon identique pour les travailleurs des deux sexes entre 1991 et 1995 (+32 %), le rapport du dernier au premier décile a augmenté plus fortement pour les hommes que

TABLEAU 9

		Evolution de la dispersion des salaires selon le sexe en Pologne			
		D9/D1	C75/C25	Indice de Gini	Coefficient de variation
Hommes	1991	2,9	4,69		0,528
	1992	3,02	4,8		0,541
	1993	3,13	5,16		0,593
	1994	3,68	6,13	0,294	0,641
	1995	3,69	6,7	0,302	0,697
Femmes	1991	2,5	3,9		0,439
	1992	2,54	3,92		0,465
	1993	2,63	4,1		0,505
	1994	2,8	4,62	0,245	0,538
	1995	2,79	4,9	0,253	0,581

Sources : GUS, *Zatrudnienie w gospodarce narodowej według wysokości wynagrodzenia za wrzesień* (distribution des revenus dans l'économie en septembre), 1994, 1995.

19. KSH, *Foglalkoztatottság és kereti arányok* (annuaire de l'emploi et des salaires, Budapest), 1993, et calculs de l'auteur à partir de HCSO, *Statistical yearbook*, 1995.

20. SSU, Enquête sur la force de travail (données non publiées).

21. Trexima, ISCP, *Informacni system o cene prace*, (informations sur les rémunérations du travail), janvier 1995.

pour les femmes (+27,2 % et +11,6 % respectivement) (TABLEAU 9). La dispersion des revenus masculins a donc augmenté plus vite aux parties extrêmes de la distribution, elle a augmenté plus au centre de la distribution pour les femmes. Le sexe semble donc jouer un rôle moins significatif dans les inégalités.

Par quels mécanismes la transition a-t-elle généré une si vive augmentation des inégalités ? Est-ce l'arrivée sur le marché du travail de jeunes mieux formés, et donc plus à même d'occuper des positions hiérarchiques supérieures ? Quel est le rôle des transformations structurelles de l'économie ? Les changements des salaires relatifs des différentes branches facilitent-ils en particulier les transferts de main-d'œuvre ? L'estimation de fonctions de gain va maintenant permettre d'identifier les facteurs qui ont généré l'accroissement des inégalités au cours de cette période.

## Les facteurs de hausse des inégalités

L'estimation de fonctions de gain permet d'examiner la relation qui prévaut entre le salaire et ses divers déterminants au cours de la période de transition. Nous exploiterons pour cela des données individuelles en coupe instantanée qui proviennent de l'enquête de stratification sociale (ENCADRÉ 3). Celle-ci est particulièrement intéressante car elle offre des données homogènes pour les quatre pays étudiés. En revanche, elle présente l'inconvénient de ne se concentrer que sur les revenus perçus en janvier 1993.

### ENCADRÉ 3

#### Les données

L'« enquête de stratification sociale en Europe orientale » fait partie d'un projet de recherche international coordonné par l'Institut de recherche en sciences sociales de l'Université de Californie, mené en 1993 dans neuf pays de l'Est, en Hollande et aux États-Unis. Elle fournit des informations sur les revenus perçus, les biens, le logement, le style de vie, la participation politique ou les opinions. Elle offre également une rétrospective sur l'activité et l'éducation de la personne interrogée et de sa famille. Sont extraites ici des échantillons originels les personnes disposant d'un emploi sur la période de déclaration des revenus. Parmi elles, l'étude s'attache plus particulièrement à la population salariée, les revenus des travailleurs indépendants étant susceptibles d'être sous-estimés, pour des raisons fiscales. Sont enfin éliminées de l'échantillon les personnes travaillant à temps partiel, qui sont majoritairement des femmes. La taille des échantillons retenus est ainsi ramenée à 2871 cas pour la République tchèque, 1821 pour la Hongrie, 1803 pour la Slovaquie et 1201 pour la Pologne. L'annexe 1 rappelle la définition des variables, l'annexe 2 indique la valeur moyenne et l'écart-type de chacune.

## Le modèle testé

Nous estimons pour chaque pays une fonction de gains de la forme :

$$w_i = \beta_0 + \sum_{j=1}^m \beta_j X_{ij} + \sum_{j=m+1}^n \beta_j Z_{ij} + u_i .$$

La variable dépendante  $w_i$  mesure le salaire mensuel brut de l'emploi principal de l'individu  $i$ , exprimé en logarithme naturel.  $X_{ij}$  correspond aux variables de capital humain (niveau d'éducation atteint ou nombre d'années d'éducation, expérience professionnelle réelle, ancienneté dans l'organisation, mais aussi des caractéristiques familiales telles le statut marital ou le nombre d'enfants). L'expérience évalue la formation générale, l'ancienneté la formation spécifique.  $Z_{ij}$  représente les variables structurelles : sont pris en compte la région<sup>22</sup>, le type de propriété de l'organisation<sup>23</sup>, la position managériale<sup>24</sup>, le secteur d'activité<sup>25</sup>, et la profession<sup>26</sup> en introduisant des variables muettes. Une méthode simple permettant de mesurer la discrimination sur le marché du travail consiste à introduire une variable binaire pour le sexe de l'individu dans la fonction de gain.

Ces fonctions de gain sont estimées par la méthode des moindres carrés ordinaires, avec correction de l'hétéroscédasticité des erreurs. Notre distribution, qui ne sélectionne que les personnes salariées, pouvant être tronquée, et les  $\beta$  estimés biaisés vers le bas, nous avons par ailleurs corrigé du biais de sélection par la méthode proposée par Heckman (1980). L'inverse du ratio de Mill  $\lambda_i$  est intégré comme variable explicative dans notre fonction de gain ; un test de Student sur cette variable permet de mesurer si le biais de sélection est significatif.

## La montée des inégalités, fruit de forces contraires

L'estimation des fonctions de gain (annexes 3 à 6) révèle l'extrême rapidité des changements des structures salariales dès les premières années de la transition, même si certaines inerties sont manifestes.

Parmi les facteurs les plus significatifs dans cette modification des structures salariales, il faut souligner le rôle croissant joué par le niveau de l'éducation, notamment en Hongrie et en Pologne. En effet, une année supplémentaire d'éducation correspond, en 1993, à un accroissement du salaire de 4,3 % en Pologne et

22. Le nombre de régions hongroises étant important (20 régions), nous les regrouperons en cinq macro-régions. Le regroupement en macro-régions choisi est celui de l'observatoire de l'emploi de la Commission des Communautés européennes, hormis Budapest qui est à part. Les cinq macro-régions sont donc Budapest, le Nord-Ouest (Vas, Győr-Moson-Sopron, Komárom-Esztergom, Pest), la Trans-Danubie (Baranya, Fejér, Somogy, Tolna, Veszprém, Zala), la Grande Plaine (Bács-Kiskun, Békés, Csongrád, Hajdú-Bihar) et le Nord-Est (Borsod-Abaúj-Zemplén, Heves, Jász-Nagykun-Szolnok, Nógrád, Szabolcs-Szatmár-Bereg).

Les régions de référence choisies sont Budapest, Prague, Bratislava et le Centre et le Nord de la Pologne.

23. La situation de référence est la propriété publique en Pologne et en Tchéquie, la propriété privée en Hongrie et Slovaquie.

24. La catégorie de référence consiste en « ne diriger personne ».

25. En Hongrie, les secteurs de référence sont l'agriculture et les « autres services » ; en République tchèque, l'agriculture, le commerce et la restauration et les autres services ; en Pologne, l'agriculture, la construction, l'industrie et la finance et les autres services ; en Slovaquie, l'agriculture et les services hors administration.

26. La catégorie de référence est la catégorie cadre supérieur, hormis en Pologne où nous avons choisi les travailleurs manuels non ou semi-qualifiés.

de 4 % en Hongrie, contre 2,9 % en Slovaquie et 2,8 % en République tchèque (modèle 2). Néanmoins, en 1993, ces rendements n'avaient pas encore atteint les niveaux observés dans les pays occidentaux<sup>27</sup>. La plus forte valorisation salariale par l'éducation dans les deux premiers pays peut s'expliquer par les réformes du mode de détermination des salaires engagées dès la période socialiste, la formation supérieure étant particulièrement valorisée, notamment en Hongrie et en Pologne. On note par ailleurs que le rendement des formations secondaires technique et professionnelle est inférieur à celui de la formation secondaire générale. Transparaît ici une évolution par rapport à la période socialiste, au cours de laquelle les formations techniques étaient mieux valorisées. Les analyses en statique comparative de Vecernik (1994) et Flanagan (1995) confirment la progression du rendement de l'éducation pour la période allant du milieu des années quatre-vingt à 1993. Les tests réalisés par Rutkowski (1997) en Pologne montrent, non seulement que le rendement de l'éducation a augmenté entre 1987 et 1992, mais aussi que cette progression s'est poursuivie entre 1992 et 1996. Les années 1992-93 ont constitué ainsi une étape intermédiaire dans la progression du rendement de l'éducation, ces pays ayant continué à se rapprocher de la situation occidentale.

Une autre transformation majeure est la diminution du rôle joué par les qualifications dans l'explication des inégalités de salaire. En 1993, la valorisation de l'expérience est faible dans les quatre pays étudiés, une année d'expérience supplémentaire n'accroissant le salaire que de 0,6 % en Hongrie, 0,4 % en Pologne, 0,2 % en République tchèque et 0,3 % en Slovaquie ; l'ancienneté n'a, quant à elle, d'effet significativement positif sur la progression salariale qu'en Hongrie et en Tchéquie. Une année additionnelle d'ancienneté n'entraîne une hausse du salaire que de 0,3 % dans le premier pays, de 0,4 % dans le second. Cette diminution, confirmée par les études de Flanagan (1993) et de Rutkowski (1995), est due principalement à la dévalorisation des compétences acquises dans les entreprises socialistes et aux transformations des qualifications requises.

Les caractéristiques individuelles ont aussi joué un rôle dans l'évolution des disparités salariales : l'accroissement du rendement de l'éducation a contribué à l'augmentation des inégalités alors que la baisse du rendement de l'expérience et de l'ancienneté a concouru à leur diminution. Transparaît à travers l'accroissement de la valorisation de la formation scolaire, une modification fondamentale des mécanismes de détermination des salaires, les employeurs utilisant désormais le diplôme comme un « signal » des compétences du travailleur et de son adaptabilité au nouvel environnement économique et technologique.

Une explication importante de l'évolution survenue dans les structures salariales se situe au niveau du poste occupé, la différenciation des salaires entre travailleurs manuels et non manuels, notamment les cadres supérieurs, s'étant creusée. Par exemple, par rapport à la catégorie de référence que sont les cadres supérieurs, les autres catégories connaissent en 1993 une perte de salaire par rapport à celle-ci d'environ 18 % en Hongrie et en Tchéquie. Disposer d'un pouvoir d'autorité sur d'autres salariés correspond également à une hausse du salaire

27. Le rendement d'une année d'éducation est par exemple de 8 % en France en 1977 (Sofer, 1990).

significativement positive : une personne dirigeant 10 personnes et plus gagne ainsi, à caractéristiques identiques, 13 % de plus qu'un subordonné en Slovaquie, 20 % de plus en République tchèque, 25 % de plus en Hongrie et 36 % en Pologne. Le statut et l'emploi occupé deviennent des éléments essentiels de différenciation des gains, ce qui signale le changement du type de qualification valorisée. La Slovaquie demeure le pays dans lequel les disparités selon le statut sont les plus faibles, ce qui reflète à nouveau la lenteur des réformes dans ce pays.

En outre, les variations de salaires ont été un des éléments de la réallocation des ressources entre secteurs, signe de la création d'un véritable marché du travail. Des salaires plus élevés, à qualification et poste égaux, ont permis d'attirer la main-d'œuvre vers le secteur privé, particulièrement en Tchéquie. En effet, des travailleurs de caractéristiques identiques gagnent, à emploi équivalent, 13 % de plus dans le secteur privé que dans le public en République tchèque, 9 % de plus en Pologne, respectivement 34 % et 47 % de plus si la propriété est étrangère. En Pologne, les salariés des entreprises privatisées bénéficient d'une prime salariale de 12 % par rapport à ceux du public ; en revanche, les salariés des coopératives subissent une perte de 19 %. De même, par rapport au secteur privé, les travailleurs du public gagnent, à caractéristiques identiques, 7 % de moins en Hongrie et en Slovaquie. La multiplication des établissements aux formes de propriété différentes au cours du processus de transition, et notamment l'installation de sociétés étrangères, a donc contribué à un accroissement des inégalités salariales, plus particulièrement en Tchéquie. La modification des salaires relatifs entre secteurs d'activité a également provoqué des réallocations de main-d'œuvre. Ainsi, le passage à l'économie de marché a métamorphosé le secteur de la finance où la croissance des rémunérations a permis une très forte progression du nombre de ses salariés.

Malgré ces transformations majeures dans les structures salariales, certaines inerties au changement persistent en 1993. Ainsi, les anciens secteurs prioritaires, comme les mines, continuent à offrir des salaires relativement élevés, alors que la diminution de l'emploi dans ces secteurs a été profonde. De même, en Hongrie et en Pologne, les travailleurs manuels bénéficient d'une prime salariale par rapport aux travailleurs non manuels de qualification équivalente. En Slovaquie, les écarts de salaire selon le niveau d'éducation ou le statut sont faibles, de même qu'entre les diverses professions, les employés et les ouvriers non qualifiés recevant des salaires d'à peine 5 % et 10 % moins élevés que ceux des cadres supérieurs. Enfin, le salaire joue peu dans la réallocation de l'emploi entre régions. Ainsi en Tchéquie, il n'existe aucune relation entre régions à taux de chômage élevé et salaires. En Pologne, on note même une relation positive. Ce dernier pays témoigne de l'inertie qui touche l'évolution des structures salariales dans les régions (et les industries) en crise.

Ces inerties traduisent la persistance des pratiques salariales héritées du passé, mais aussi le pouvoir de négociation des travailleurs, notamment des ouvriers non qualifiés. Le maintien d'institutions informelles dans de nombreuses entreprises publiques ou para-publiques a probablement contribué à celui de marchés internes. Ces habitudes ont permis d'élever un rempart contre les fortes incertitudes liées aux premières années de la transition. Le décalage entre l'évolution des comportements et celle de l'environnement a donc conduit au maintien de

certaines coutumes. Ainsi, les dirigeants ont préservé la pratique des marchés internes fortement structurés, de façon à retenir la main-d'œuvre qualifiée, garante de la qualité de la production et donc de la compétitivité de l'entreprise. Par ailleurs, dans les entreprises d'Etat et les entreprises privatisées, persiste le principe d'une coalition interne entre directeurs et salariés, leur objectif commun étant la survie de l'entreprise, notamment quand elle est mise en danger d'existence. Les directeurs ont tout intérêt à s'allier aux travailleurs afin de maintenir leur position, notamment en Pologne où les représentants du personnel forment 1/3 du conseil d'administration. Le maintien des anciens dirigeants a contribué à cette inertie des comportements et donc de certaines pratiques de fixation des salaires, notamment au travers de la conservation des anciennes grilles salariales.

## Conclusion

La transition engagée à partir de la fin des années quatre-vingt en Europe centrale a conduit à une transformation des structures salariales établies à l'époque de la régulation administrative. Il en est résulté une modification du niveau relatif des rémunérations selon la qualification, le métier et le secteur d'activité. Cette évolution a elle-même engendré une très forte montée des inégalités salariales qui tendent vers celles observées dans certains pays d'Europe occidentale.

La montée des inégalités salariales a découlé en premier lieu de l'évolution de la demande de qualifications. La rupture causée par la transition a en effet réactivé le rôle de l'éducation dans la construction/destruction des inégalités car les restructurations économiques ont nécessité le recours à une main-d'œuvre détenant des qualifications élevées et polyvalentes de façon à s'adapter aux nouvelles technologies. Les modifications des salaires relatifs ont ainsi permis une réallocation des ressources. Cependant, la persistance de certaines pratiques de rémunération dans des entreprises autrefois prioritaires a conduit au maintien d'anciennes inégalités. En définitive, si le marché du travail est devenu plus concurrentiel au cours de la transition, les entreprises ont conservé ou créé des marchés internes. Ces résultats confirment l'importance de la structure du marché du travail dans la détermination des salaires, et renforcent l'idée que les rémunérations ne sont pas déterminées par des mécanismes uniquement concurrentiels. La coordination est plus souvent le fruit de l'entreprise que celui du marché ; c'est elle qui établit les salaires, notamment en fonction des postes occupés. Cette détermination repose sur un ensemble de règles administratives internes à l'entreprise, portées par des actions collectives et par la coutume. Le secteur d'activité catalyse, quant à lui, l'ensemble des règles des entreprises qui le composent : il véhicule un savoir collectif, des valeurs communes et des relations professionnelles propres, concourant ainsi à la stabilité des comportements.

En 1993, l'analyse ne révèle pas de différence fondamentale dans les pays d'Europe centrale au niveau des facteurs qui sont à l'origine de la montée des inégalités ; cependant, la portée de ces facteurs varie selon les pays. Ainsi l'éducation, l'expérience, les écarts de salaire selon le poste et le statut, jouent un rôle plus important en Hongrie et en Pologne. En République tchèque, la croissance des inégalités s'explique surtout par la montée du secteur privé. En Slovaquie, les écarts de salaire demeurent faibles, notamment entre secteurs, postes et statuts

professionnels. Le taux de chômage local semble y contraindre plus qu'ailleurs la progression des salaires. La lenteur des restructurations économiques dans ce pays a pu aussi jouer en faveur d'un faible accroissement des inégalités. Cette analyse mériterait d'être poursuivie sur les années postérieures, afin de mesurer si les degrés d'inégalité distincts entre pays résultent de vitesses d'ajustement différentes.

A. P.

## ANNEXES

TABLEAU A1

## Définition des variables

<i>Variable</i>	<i>Définition</i>
Inrevm	Logarithme naturel du salaire mensuel (en unité nationale)
nbreduc	Nombre d'années d'éducation
nivsec	égale à 1 si le niveau d'éducation maximal est le niveau secondaire non achevé, à 0 sinon
nivprof	égale à 1 si le niveau d'éducation maximal est niveau professionnel, à 0 sinon
nivsect	égale à 1 si le niveau d'éducation maximal est niveau secondaire technique, à 0 sinon
nivsecg	égale à 1 si le niveau d'éducation maximal est niveau secondaire général, à 0 sinon
nivsup	égale à 1 si le niveau d'éducation maximal est niveau supérieur, à 0 sinon
exp	Nombre d'années d'expérience professionnelle
ancien	Nombre d'années d'ancienneté dans l'activité
marie	égale à 1 si l'individu est marié ou vit maritalement, à 0 sinon
moins6	Nombre d'enfants de moins de 6 ans
plus64	Nombre de personnes de plus de 64 ans vivant dans le ménage
bohnord	égale à 1 si l'individu réside en Bohême du Nord, à 0 sinon
bohest	égale à 1 si l'individu réside en Bohême orientale, à 0 sinon
bohsud	égale à 1 si l'individu réside en Bohême du Sud, à 0 sinon
bohcentr	égale à 1 si l'individu réside en Bohême centrale, à 0 sinon
moravnor	égale à 1 si l'individu réside en Moravie du Nord, à 0 sinon
moravsud	égale à 1 si l'individu réside en Moravie du Sud, à 0 sinon
prague	égale à 1 si l'individu réside à Prague, à 0 sinon
bratisla	égale à 1 si l'individu réside à Bratislava, à 0 sinon
budapest	égale à 1 si l'individu réside à Budapest, à 0 sinon
nordest	égale à 1 si l'individu réside dans le nord-est du pays, à 0 sinon
est	égale à 1 si l'individu réside dans l'est du pays, à 0 sinon
sudest	égale à 1 si l'individu réside dans le sud-est du pays, à 0 sinon
norouest	égale à 1 si l'individu réside dans le nord-ouest du pays, à 0 sinon
centrouest	égale à 1 si l'individu réside dans le centre-ouest du pays, à 0 sinon
silesie	égale à 1 si l'individu réside en Silésie, à 0 sinon
gdeplain	égale à 1 si l'individu réside dans la Grande Plaine, à 0 sinon
transdan	égale à 1 si l'individu réside en Trans-danubie, à 0 sinon
coop	égale à 1 si la propriété de l'organisation est coopérative, à 0 sinon
public	égale à 1 si la propriété de l'organisation est publique, à 0 sinon
privat	égale à 1 si l'organisation a été privatisée, à 0 sinon
prive	égale à 1 si la propriété de l'organisation est privée, à 0 sinon
etr	égale à 1 si la propriété de l'organisation est étrangère, à 0 sinon
minrj	égale à 1 si le secteur d'activité de l'individu est les mines ou l'énergie, à 0 sinon

ind	égale à 1 si le secteur d'activité de l'individu est l'industrie, à 0 sinon
construc	égale à 1 si le secteur d'activité de l'individu est la construction, à 0 sinon
transpor	égale à 1 si le secteur d'activité de l'individu est les transports, à 0 sinon
comrest	égale à 1 si le secteur d'activité de l'individu est le commerce ou la restauration, à 0 sinon
finance	égale à 1 si le secteur d'activité de l'individu est la finance, à 0 sinon
educsant	égale à 1 si le secteur d'activité de l'individu est l'éducation, la santé ou les services sociaux, à 0 sinon
admpolic	égale à 1 si le secteur d'activité de l'individu est l'administration, l'armée ou la police, à 0 sinon
cadre1_9	égale à 1 si l'individu dirige entre 1 et 9 personnes, à 0 sinon
cadre10	égale à 1 si l'individu dirige plus de 10 personnes, à 0 sinon
cadresup	égale à 1 si l'individu est cadre supérieur, à 0 sinon
cadremoy	égale à 1 si l'individu est cadre moyen, à 0 sinon
employe	égale à 1 si l'individu est employé, à 0 sinon
contrema	égale à 1 si l'individu est contremaître, à 0 sinon
oqualif	égale à 1 si l'individu est ouvrier qualifié, à 0 sinon
onqualif	égale à 1 si l'individu est ouvrier semi ou non qualifié, à 0 sinon

TABLEAU A2

## Description des données

	Hongrie		Pologne		République tchèque		Slovaquie	
	Moyenne	Ecart-type	Moyenne	Ecart-type	Moyenne	Ecart-type	Moyenne	Ecart-type
âge	38,226	10,301	38,283	9,832	41,189	10,205	39,344	7,615
nbreduc	12,085	3,192	11,958	3,073	12,622	2,722	12,694	2,754
nivsec	0,032	0,176	0,046	0,209	0,047	0,212	0,038	0,191
nivprof	0,297	0,457	0,287	0,453	0,382	0,486	0,355	0,479
nivsect	0,183	0,387	0,197	0,398	0,233	0,423	0,263	0,440
nivsecg	0,126	0,332	0,167	0,373	0,092	0,290	0,088	0,283
nivsup	0,154	0,361	0,119	0,324	0,121	0,326	0,127	0,333
exp	19,124	10,550	18,199	10,245	20,775	10,680	18,947	8,384
ancien	8,013	8,080	8,638	8,309	9,022	9,497	9,473	8,263
marie	0,738	0,440	0,758	0,429	0,708	0,455	0,848	0,359
moins6	0,172	0,435	0,343	0,652	0,150	0,416	0,243	0,533
plus64	0,128	0,393	0,162	0,444	0,080	0,310	0,110	0,368
coop	0,105	0,307	0,062	0,241	0,062	0,242	0,095	0,293
public	0,675	0,415	0,816	0,388	0,794	0,404	0,864	0,342
privat	0,062	0,240	0,044	0,205	0,073	0,260	0,043	0,202
prive	0,098	0,297	0,100	0,300	0,089	0,285	0,049	0,217
etr	0,033	0,180	0,017	0,131	0,019	0,137	0,009	0,094
agri	0,101	0,301	0,078	0,269	0,084	0,278	0,152	0,359
minrj	0,035	0,183	0,097	0,297	0,057	0,232	0,057	0,231
ind	0,259	0,438	0,142	0,350	0,269	0,443	0,258	0,438
construc	0,049	0,216	0,071	0,257	0,075	0,263	0,082	0,274
transpor	0,078	0,268	0,098	0,298	0,086	0,281	0,087	0,281
comrest	0,114	0,318	0,071	0,257	0,091	0,287	0,059	0,235
finance	0,021	0,143	0,027	0,161	0,022	0,147	0,004	0,067
educsant	0,182	0,386	0,207	0,406	0,163	0,370	0,181	0,385
admpolic	0,072	0,259	0,075	0,263	0,069	0,253	0,049	0,217
autre	0,085	0,278	0,122	0,328	0,071	0,257	0,053	0,225
cadre1_9	0,072	0,258	0,112	0,315	0,118	0,323	0,107	0,309
cadre10	0,065	0,247	0,073	0,261	0,061	0,239	0,089	0,285
cadresup	0,076	0,265	0,097	0,296	0,110	0,313	0,071	0,256
cadremoy	0,179	0,383	0,141	0,348	0,164	0,371	0,147	0,354
employe	0,205	0,404	0,246	0,431	0,209	0,407	0,179	0,384
oqualif	0,235	0,424	0,213	0,410	0,179	0,383	0,240	0,427
onqualif	0,266	0,442	0,282	0,450	0,311	0,463	0,299	0,458
lnrevm	9,575	0,439	8,095	0,466	8,248	0,400	8,224	0,367
revmens	16052,83	9177,481	3712,323	2380,654	4470,123	3267,98	4045,944	2385,738
Nombre d'observations	1821		1201		2871		1800	

TABLEAU A3

## Estimation du logarithme du salaire mensuel en Hongrie (janvier 1993)

	Modèle 1		Modèle 2		Effet sur le salaire (a) en %	
	$\beta$	t	$\beta$	t		
sexe	-0,1915**	10,0	-0,1789**	-9,3	-17,4	-16,4
nbreduc			0,0402**	10,4		4,1
nivsec	0,1576**	3,3	-		17,1	
nivprof	0,0751**	2,9	-		7,8	
nivsect	0,1988**	6,1	-		22,0	
nivsecg	0,2421**	6,6	-		27,4	
nivsup	0,4450**	10,7	-		56,0	
exp	0,0064**	6,2	0,0062**	6,1	0,6	0,6
ancien	0,0024*	2,0	0,0027*	2,2	0,2	0,3
gdeplain	-0,1716**	-6,3	-0,1732**	-6,4	-15,8	-15,9
nordest	-0,1028**	-4,1	-0,1095**	-4,3	-9,8	-10,4
norouest	-0,1656**	-5,7	-0,1690**	-5,8	-15,3	-15,5
transdan	-0,1318**	-5,2	-0,1375**	-5,3	-12,3	-12,8
public	-0,0747**	-3,2	-0,0695**	-3,0	-7,2	-6,7
minrj	0,2256**	4,5	0,2151**	4,5	25,3	24,0
ind	0,0727**	3,0	0,0671**	2,7	7,5	6,9
construc	0,0457	1,1	0,0480	1,1	4,7	4,9
transpor	0,1341**	4,2	0,1328**	4,2	14,4	14,2
comrest	0,0689	1,9	0,0511	1,4	7,1	5,2
finance	0,2315**	3,1	0,2528**	3,3	26,0	28,8
educsant	-0,0333	-1,2	-0,0258	-0,9	-3,3	-2,5
admpolic	0,1013**	3,0	0,0907**	2,6	10,7	9,5
cadre1_9	0,1330**	3,9	0,1291**	3,8	14,2	13,8
cadre10	0,2258**	5,6	0,2429**	6,0	25,3	27,5
cadremoy	-0,1184**	-3,5	-0,1287**	-3,8	-11,2	-12,1
employe	-0,1432**	-3,6	-0,1672**	-4,4	-13,3	-15,4
oqualif	-0,1508**	-3,9	-0,1969**	-5,2	-14,0	-17,9
onqualif	-0,1253**	-3,2	-0,1626**	-4,1	-11,8	-15,0
lambda	-0,2756**	-5,2	-0,2481**	-4,5	-24,1	-22,0
constante	9,8670**	146,6	9,5446**	107,9		

N = 1821

F( 28, 1792) = 38,92\*\*

R<sup>2</sup> = 0,4077

N = 1821

F( 24, 1796) = 41,83\*\*

R<sup>2</sup> = 0,3982

\* significatif au seuil de 95%

\*\* significatif au seuil de 99%

t : t de Student. Les écarts-type sont corrigés de l'hétéroscédasticité.

N : nombre d'observations.

(a) Le coefficient  $\beta$  d'une variable continue (ancienneté, expérience) mesure l'impact marginal de cette variable sur le revenu (par exemple l'effet d'un mois supplémentaire d'ancienneté). Pour les variables muettes le % de variation de salaire attribuable à l'appartenance à la catégorie k par rapport à la catégorie de référence est égal à  $e^{\beta k} - 1$ .

TABLEAU A4

## Estimation du logarithme du salaire mensuel en Pologne (janvier 1993)

	Modèle 1		Modèle 2		Effet sur le salaire (a) en %	
	$\beta$	t	$\beta$	t		
sexe	-0,2545**	-9,8	-0,2338**	-8,9	-22,5	-20,8
nbreduc			0,0427**	8,4		4,4
nivprof	0,0898**	3,0			9,4	
nivsect	0,2086**	5,6			23,2	
nivsecg	0,2466**	6,4			28,0	
nivsup	0,5553**	10,7			74,2	
exp	0,0039**	2,8	0,0058**	4,1	0,4	0,6
ancien	0,0029	1,7	0,0031	1,7	0,3	0,3
marie	0,0359	1,4	0,0436	1,7	3,7	4,5
nordest	-0,1211**	-2,7	-0,1166**	-2,5	-11,4	-11,0
est	-0,1677**	-3,9	-0,1698**	-3,9	-15,4	-15,6
sudest	-0,1269**	-3,6	-0,1237**	-3,5	-11,9	-11,6
ouest	-0,0824*	-2,2	-0,0895*	-2,4	-7,9	-8,6
cenouest	-0,0626	-1,8	-0,0683	-1,9	-6,1	-6,6
silesie	-0,0105	-0,3	-0,0049	-0,1	-1,0	-0,5
coop	-0,2119**	-4,4	-0,2107**	-4,5	-19,1	-19,0
privat	0,0963	1,7	0,1108	1,9	10,1	11,7
prive	0,0877*	2,0	0,0921*	2,1	9,2	9,6
etr	0,3885**	4,7	0,3870**	4,6	47,5	47,3
minrj	0,2685**	6,4	0,2600**	5,9	30,8	29,7
transpor	0,0403	1,1	0,0296	0,8	4,1	3,0
comrest	-0,0504	-0,9	-0,0624	-1,1	-4,9	-6,0
educsant	-0,1902**	-5,9	-0,1707**	-5,3	-17,3	-15,7
admpolic	0,0616	1,3	0,0715	1,5	6,4	7,4
cadre1_9	0,1367**	3,4	0,1174**	2,9	14,6	12,5
cadre10	0,3071**	6,5	0,3185**	6,6	35,9	37,5
cadresup	0,0724	1,4	0,1690**	3,2	7,5	18,4
cadremoy	0,0523	1,2	0,1066**	2,5	5,4	11,2
employe	0,0535	1,4	0,0639	1,8	5,5	6,6
oqualif	-0,0482	-1,7	-0,0524	-1,8	-4,7	-5,1
lambda	-0,1419*	-2,0	-0,1348	-1,8	-13,2	-12,6
constante	8,2229**	117,9	7,7932**	86,6		

N = 1201

F( 30, 1170) = 24,90\*\*

R<sup>2</sup> = 0,4257

N = 1201

F( 27, 1173) = 24,81\*\*

R<sup>2</sup> = 0,4056

\* significatif au seuil de 95%

\*\* significatif au seuil de 99%

t : t de Student. Les écarts-type sont corrigés de l'hétéroscédasticité.

N : nombre d'observations.

(a) Le coefficient  $\beta$  d'une variable continue (ancienneté, expérience) mesure l'impact marginal de cette variable sur le revenu (par exemple l'effet d'un mois supplémentaire d'ancienneté). Pour les variables muettes le % de variation de salaire attribuable à l'appartenance à la catégorie k par rapport à la catégorie de référence est égal à  $e^{\beta k} - 1$ .

TABLEAU A5

## Estimation du logarithme du salaire mensuel en République tchèque (janvier 1993)

	Modèle 1		Modèle 2		Effet sur le salaire (a) en %	
	$\beta$	t	$\beta$	t		
Sexe	-0,2335**	-15,1	-0,2281**	-14,8	-20,8	-20,4
Nbreduc			0,0284**	8,5		2,9
Nivsec	0,0760*	2,3			7,9	
Nivprof	0,0644**	3,4			6,7	
Nivsect	0,1900**	7,9			20,9	
Nivsecg	0,1967**	6,9			21,7	
Nivsup	0,3167**	9,5			37,3	
Exp	0,0021**	2,8	0,0016*	2,1	0,2	0,2
Ancien	0,0036**	4,6	0,0039**	4,9	0,4	0,4
Marie	0,0186	1,4	0,0155	1,1	1,9	1,6
moins6	0,0644**	3,5	0,0614**	3,3	6,7	6,3
plus64	-0,0630**	-3,7	-0,0634**	-3,7	-6,1	-6,1
Bohnord	-0,0762**	-3,1	-0,0794**	-3,3	-7,3	-7,6
Bohest	-0,2173**	-10,9	-0,2187**	-10,9	-19,5	-19,6
Bohsud	-0,1401**	-4,5	-0,1388**	-4,5	-13,1	-13,0
Bohouest	-0,1132**	-4,3	-0,1127**	-4,3	-10,7	-10,7
Bohcentr	-0,1314**	-5,8	-0,1321**	-5,8	-12,3	-12,4
Moravnor	-0,1482**	-7,7	-0,1498**	-7,7	-13,8	-13,9
Moravsud	-0,1367**	-6,8	-0,1414**	-7,1	-12,8	-13,2
Prive	0,1209**	4,2	0,1207**	4,2	12,9	12,8
Etr	0,2958**	4,5	0,2861**	4,4	34,4	33,1
Minrj	0,1639**	5,5	0,1652**	5,5	17,8	18,0
Ind	0,0478**	2,7	0,0543**	3,1	4,9	5,6
Construc	0,1046**	4,1	0,1094**	4,3	11,0	11,6
Transpor	0,0541*	2,1	0,0616*	2,3	5,6	6,4
Finance	0,2070**	3,7	0,2379**	4,3	23,0	26,9
Educsant	-0,0126	-0,6	-0,0030	-0,2	-1,3	-0,3
Admpolic	0,1866**	7,1	0,1981**	7,5	20,5	21,9
cadre1_9	0,0864**	4,5	0,0873**	4,5	9,0	9,1
cadre10	0,1809**	6,3	0,1809**	6,4	19,8	19,8
Cadremoy	-0,1074**	-4,1	-0,1033**	-4,0	-10,2	-9,8
Employe	-0,1271**	-4,4	-0,1373**	-5,0	-11,9	-12,8
Contrema	-0,1041	-1,8	-0,1299*	-2,2	-9,9	-12,2
Oqualif	-0,1100**	-3,5	-0,1606**	-5,4	-10,4	-14,8
Onqualif	-0,1409**	-4,8	-0,1840**	-6,4	-13,1	-16,8
Lambda	-0,1344**	-3,7	-0,1138**	-3,0	-12,6	-10,8
Constante	8,5366**	159,3	8,3247**	111,4		

N = 2871

F (35, 2835) = 58,19\*\*

R<sup>2</sup> = 0,3853

N = 2871

F (31, 2839) = 63,52\*\*

R<sup>2</sup> = 0,3792

\* significatif au seuil de 95%

\*\* significatif au seuil de 99%

t : t de Student. Les écarts-type sont corrigés de l'hétéroscédasticité.

N : nombre d'observations.

(a) Le coefficient  $\beta$  d'une variable continue (ancienneté, expérience) mesure l'impact marginal de cette variable sur le revenu (par exemple l'effet d'un mois supplémentaire d'ancienneté). Pour les variables muettes le % de variation de salaire attribuable à l'appartenance à la catégorie k par rapport à la catégorie de référence est égal à  $e^{\beta k} - 1$ .

TABLEAU A6

## Estimation du logarithme du salaire mensuel en Slovaquie (janvier 1993)

	Modèle 1		Modèle 2		Effet sur le salaire (a) en %	
	$\beta$	t	$\beta$	t		
Sexe	-0,2765**	-15,8	-0,2629**	-15,1	-24,2	-23,1
Nbreduc			0,0295**	6,9		3,0
Nivprof	0,0291	1,3			3,0	
Nivsect	0,1077**	4,3			11,4	
nivsecg	0,1518**	4,4			16,4	
nivsup	0,2549**	6,8			29,0	
exp	0,0028**	2,4	0,0034**	2,8	0,3	0,3
ancien	0,0008	0,7	0,0009	0,8	0,1	0,1
marie	0,0591**	3,0	0,0502**	2,5	6,1	5,1
moins6	0,0568**	2,9	0,0409*	2,0	5,8	4,2
plus64	-0,0436*	-2,3	-0,0431*	-2,3	-4,3	-4,2
est	-0,1864**	-6,1	-0,1855**	-6,0	-17,0	-16,9
ouest	-0,1363**	-4,6	-0,1340**	-4,4	-12,7	-12,5
centre	-0,1547**	-5,1	-0,1555**	-5,0	-14,3	-14,4
public	-0,0758**	-3,3	-0,0773**	-3,3	-7,3	-7,4
minrj	0,1286**	4,3	0,1325**	4,5	13,7	14,2
ind	0,0322	1,9	0,0346*	2,0	3,3	3,5
transpor	0,0483*	2,1	0,0501*	2,1	4,9	5,1
construc	0,1046**	3,0	0,1041**	3,0	11,0	11,0
admpublic	0,1775**	3,6	0,1843**	3,8	19,4	20,2
cadre1_9	0,0500*	2,2	0,0532**	2,4	5,1	5,5
cadre10	0,1235**	3,8	0,1243**	3,8	13,1	13,2
cadremoy	-0,0374	-1,3	-0,0372	-1,3	-3,7	-3,7
employe	-0,0470	-1,5	-0,0563	-1,9	-4,6	-5,5
oqualif	-0,0775**	-2,6	-0,1039**	-3,7	-7,5	-9,9
onqualif	-0,0909**	-3,1	-0,1072**	-3,7	-8,7	-10,2
lambda	-0,3370**	-3,3	-0,1717	-1,5	-28,6	-15,8
constante	8,6834**	136,2	8,3546**	86,5		

N = 1800

F 26, 1773 = 36,95\*\*

R<sup>2</sup> = 0,3203

N = 1800

F 22, 1777 = 25,18\*\*

R<sup>2</sup> = 0,2341

\* significatif au seuil de 95%

\*\* significatif au seuil de 99%

t : t de Student. Les écarts-type sont corrigés de l'hétéroscédasticité.

N : nombre d'observations.

(a) Le coefficient  $\beta$  d'une variable continue (ancienneté, expérience) mesure l'impact marginal de cette variable sur le revenu (par exemple l'effet d'un mois supplémentaire d'ancienneté). Pour les variables muettes le % de variation de salaire attribuable à l'appartenance à la catégorie k par rapport à la catégorie de référence est égal à  $e^{\beta k} - 1$ .

## RÉFÉRENCES

- Atkinson A. B. & J. Micklewright (1992), *Economic Transformation in Eastern Europe and the Distribution of Income*, Cambridge University Press.
- Doeringer P.B. & M. Piore (1971), *International Labour Market and Manpower Analysis*, Heath Lexington Books.
- Cukor E. & G Kertesi (1985), « Differences in Pay and Modes of Earning », in P. Galasi & G. Sziraaczki (eds.), *Labour Market and Second Economy in Hungary*, Campus, Francfort.
- Dabrowski J. & alii., (1993), « Privatisation of Polish State Owned Enterprises : Progress, Barriers, Initials Effects », *Economic Transformation* n°33, The Gdansk Institute for Market Economics.
- Eicher J.-C., L. Levy-Garboua & alii (1979), *Economique de l'éducation*, Paris, Economica.
- Falus-Szikra K. (1987), « Hungarian Wages Relations : an International Comparison », *Acta Oeconomica*, vol. 28.
- Flanagan R. J. (1995), « Wage Structure in the Transition of the Czech Economy », *IMF Working Paper*, n°36, mars.
- Kende P. & Z. Strmiska (1984), *Egalité et inégalités en Europe de l'Est*, Presses de la Fondation nationale des Sciences Politiques, Paris.
- Kertesi G. & J. Köllő (1995), « Interfirm Wage Differentials in Hungary, 1986-1993 », ILO/Japan Project on Employment Policies for Transition in Hungary, *Working Paper 29*, décembre, Budapest.
- Kornáň J. (1984), *Socialisme et économie de la pénurie*, Paris, Economica.
- Redor D. (1988), *Les inégalités de salaire à l'Ouest et à l'Est*, Paris, Economica.
- Rutkowski J. (1994), « Wage Determination in Late Socialism : the Case of Poland », *Economics of Planning*, vol. 27, pp. 135-164.
- Rutkowski J. (1996), « High Skills Pay Off : The Changing Wage Structure During Economic Transition in Poland », *Economics of Transition*, vol. 4, n°1, pp. 89-112.
- Rutkowski J. (1997), « Low Wage Employment in Transitional Economies of Central And Eastern Europe », *Moct-Most*, n°7, pp. 105-130.
- Silvestre J.-J. (1978), *Les inégalités de salaires. Marché du travail et croissance économique*, Paris, PUF.
- Silvestre J.-J., (1990), « Formation et qualification », in X. Greffe, J. Mairesse, J.-L. Reiffers, *Encyclopédie économique*, Paris, Economica.
- Vaughan-Whitehead D. (ed.), (1995), *Reforming Wage Policy in Central and Eastern European Countries*, International Labor Organization, Budapest.
- Vecernik J. (1995c), « Income in Central Europe : Distribution, Patterns and Perceptions », communication préparée pour la 19ème conférence de l'ISA-RC, *Comparative Research of Welfare State Reforms*, Université de Pavie, 14-17 septembre.
- Sources statistiques :**
- BANQUE MONDIALE, SCT database.
- CSÚ (1996), *Casové rady základních ukazatelů statistiky práce (1948-1995)*, (données du travail sur longue période).
- KSH (1994), *Kereseti arányok a nemzetgazdaságban* (salaires relatifs dans l'économie nationale), 1992.
- KSH (1995), *A nemzetgazdaság munkaerőmerlege* (annuaire des statistiques du travail), janvier.
- GUS, *Wartosc pracy gospodarstw domowych w polsce w 1983 R.* (la valeur du travail dans les ménages en 1983), 1986.

GUS (1995-1996), *Zatrudnienie w gospodarce narodowej według wysokości wynagrodzenia za wrzesień* (distribution des revenus dans l'économie en septembre).

OMK (1995), *Munkaeröpiaci információk 1995/III* (Informations sur le marché du travail).

SOSR (1995), *Structure and differentiation of employees' wages* (sample statistical survey on employees' wages), Evaluation of pilot test, septembre.

TREXIMA (1995), ISCP, *Informacni system o cene prace, jaro* (informations sur les rémunérations du travail).

